



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SERGIPE
CENTRO DE CIÊNCIAS EXATAS E TECNOLOGIA
DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA E CIÊNCIAS ATUARIAIS**



CRISTIANE FERNANDES

**PERFIL DOS ALUNOS DA UNIVERSIDADE FEDERAL DE SERGIPE: UMA
ANÁLISE NÃO PARAMÉTRICA**

SÃO CRISTÓVÃO - SE

2015

CRISTIANE FERNANDES

**PERFIL DOS ALUNOS DA UNIVERSIDADE FEDERAL DE SERGIPE: UMA ANÁLISE
NÃO PARAMÉTRICA**

Monografia apresentada ao Departamento de Estatística e Ciências Atuariais da Universidade Federal de Sergipe, como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel em Estatística

Orientador: Me. Daniel Francisco Neyra Castañeda.

**SÃO CRISTÓVÃO – SE
2015**

CRISTIANE FERNANDES

**PERFIL DOS ALUNOS DA UNIVERSIDADE FEDERAL DE SERGIPE: UMA
ANÁLISE NÃO PARAMÉTRICA**

Monografia apresentada ao Departamento de Estatística e Ciências Atuariais da Universidade Federal de Sergipe, como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel em Estatística

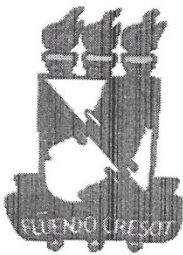
Aprovado em: 18 de dezembro de 2015.

Banca Examinadora

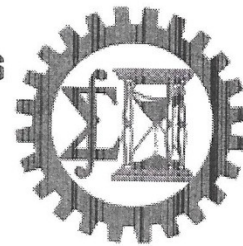
Prof. Me. Daniel Francisco Neyra Castañeda
Universidade Federal de Sergipe

Prof.^a Me. Eucymara França Nunes Santos
Universidade Federal de Sergipe

Prof. Me. Carlos Raphael Araújo Daniel
Universidade Federal de Sergipe



UNIVERSIDADE FEDERAL DE SERGIPE – UFS
DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA E CIÊNCIAS
ATUARIAIS -DECAT



Universidade Federal de Sergipe – Departamento de Estatística e Ciências Atuariais – Curso de Graduação em Estatística. Ata de apresentação de monografia intitulada “PERFIL DOS ALUNOS DA UNIVERSIDADE FEDERAL DE SERGIPE: UMA ANÁLISE NÃO PARAMETRICA.”, da aluna Cristiane Fernandes.

Às 16 horas do dia 18 de Dezembro de 2015, no auditório do DECAT, foi realizada apresentação de trabalho monográfico intitulado: “PERFIL DOS ALUNOS DA UNIVERSIDADE FEDERAL DE SERGIPE: UMA ANÁLISE NÃO PARAMETRICA.”, da aluna Cristiane Fernandes., como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Estatística, sob a orientação do Professor Daniel Francisco Neyra Castañeda (Mestre em Estatística pela UFRJ). A banca examinadora foi composta, além do orientador, pelos Professores Carlos Raphael Araujo Daniel (Mestre em Estatística pela – Universidade Federal Pernambuco) e Eucymara França Nunes Santos (Mestre em Biometria e Estatística Aplicada pela UFRPE). O Prof. Daniel abriu os trabalhos e passou à palavra a aluna para apresentar a súmula da pesquisa realizada. Finda a apresentação, a aluna foi argüida pelos examinadores, sendo suas respostas consideradas Satisfatórias. A comissão reuniu-se conferindo o seguinte conceito à monografia da aluna **Cristiane Fernandes**.


Prof. Daniel Francisco Neyra Castañeda

Conceito: 9,0


Prof. Carlos Raphael Araujo Daniel

Conceito: 9,0


Prof.ª Eucymara França Nunes Santos

Conceito: 9,0

À minha mãe, Maria Inês Fernandes, e à
memória do meu bisavô, Agilberto Muniz
Teles, pelos sonhos acalentados e hoje
realizados.

AGRADECIMENTOS

A Deus em primeiro lugar, e a todos os anjos da guarda por terem me dado as forças necessárias para continuar.

Agradeço o sucesso deste trabalho a meu orientador Daniel, pela paciência e carinho. Aos professores Ulisses e Kleber pelo apoio e incentivo na realização deste trabalho. E a professora Eucymara pela colaboração e encorajamento nos momentos mais decisivos nessa jornada.

Ao meu namorado Max que operacionalizou a realização desse sonho, ficando ao meu lado pacientemente contornando meu temperamento.

Aos meus amigos da UFS, em especial, Alysson, Diego, Laudelino, Rejane e Daiane, que no começo eram apenas colegas, pela ajuda nos momentos difíceis.

Aos meus amigos Mafilza, Mônica, Ceiça, Silvania e Patrícia com os quais sempre encontrei apoio, e momentos agradáveis e bastante divertidos.

Enfim, agradeço a todos que contribuíram de forma direta ou indireta para a conclusão dessa etapa em minha vida.

*Nós somos o que fazemos
repetidas vezes. Portanto, a
excelência não é um ato, mas
um hábito.*

Aristóteles

RESUMO

As instituições de ensino superior surgiram no Brasil por volta do século XIX, com a globalização o papel da universidade pública é desenvolver a pesquisa, o conhecimento e a cultura, estando diretamente voltada para o benefício da sociedade. A Fundação Universidade Federal de Sergipe (UFS) foi criada oficialmente em 15 de maio de 1968, com a incorporação dos 10 cursos superiores existentes no estado. O Plano Nacional de Educação (PNE) propôs a expansão do ensino superior público através da interiorização das universidades federais. A UFS, que era composta pelos campi de São Cristóvão e Aracaju, inaugurou os campi: Itabaiana, Laranjeiras, Lagarto e Nossa Senhora da Glória. O aumento da população estudantil do ensino superior no Brasil e sua heterogeneidade justificam estudos que descrevam o perfil dos alunos e o grau de conhecimento adquiridos na sua formação. Este trabalho teve como principal objetivo traçar o perfil dos alunos da UFS no período 2015.1, a fim de apresentar subsídios para melhoria do desempenho acadêmico dos campi, centros e cursos. Não foram considerados alunos da modalidade à distância e ingressantes, pois esses têm Índice de Regularidade (IREG) e Média Geral Ponderada (MGP) zero, como também não se fez distinção entre turnos ou modalidade dos cursos. A análise processou-se de acordo com o banco de dados obtido junto a Coordenação de Planejamento e Avaliação Acadêmica (COPAC) com data de referência da base dos dados em 16 de outubro de 2015. Os dados foram tratados no software SPSS for Windows Versão 21 e no software R for Windows Versão 3.2.2. A técnica estatística apropriada para análise foram os testes de hipóteses não paramétricos, visto que os dados analisados violam as suposições para a aplicação da estatística paramétrica. Como os testes não paramétricos se baseiam na ordenação (ranks) dos dados e não em seu valor intrínseco, perde-se em precisão na troca dos valores, mas se ganha em eficiência e facilidade no entendimento dos resultados. O nível de significância adotado foi de 5%. Na avaliação do perfil dos alunos foram levados em consideração diversos aspectos, dentre os quais: sexo, idade, raça declarada, rede de ensino de origem, cotas, naturalidade, IREG e MGP. A MGP consiste na média das disciplinas nas quais o aluno obteve sucesso e o IREG mede a relação entre o número de créditos que o aluno realmente cursou e dos que deveria cursar. Observamos, como esperado, que o IREG e a MGP não possuem o mesmo comportamento. A MGP é camuflada ao excluir as notas das disciplinas reprovadas do aluno, ela não consegue avaliar tão satisfatoriamente seu desempenho acadêmico quanto o IREG. Mostrando que há questões não resolvidas para calibrar estes indicadores. Os campi, centros e cursos foram agrupados em uma escala de ordenação dos postos, e em várias ocasiões estes invertiam drasticamente de posição entre IREG e MGP. Nos campi, São Cristóvão apresentou o pior IREG e Lagarto o melhor. Nos centros, a pior colocação foi o CCET, a melhor colocação foi com o CCSA e o CECH. Com intuito de melhor esclarecer as causas que fazem um centro ou um campus serem um melhor que o outro, procedeu-se à análise por seus cursos, tentando identificar as diferenças significativas entre eles.

Palavras chaves: Testes de hipóteses. Testes não paramétricos. Perfil dos alunos.

ABSTRACT

Higher education institutions have emerged in Brazil in the nineteenth century, with globalization the role of the public university is to develop research, knowledge and culture, being directly aimed at the benefit of society. The Federal University of Sergipe (UFS) was officially established on May 15, 1968, with the incorporation of 10 existing higher education in the state. The National Education Plan (PNE) proposing the expansion of public higher education through the internalization of federal universities. The UFS, which was composed of the campuses of São Cristovão and Aracaju, opened campuses: Itabaiana, Laranjeiras, Lagarto and Nossa Senhora of Glória. The increase in student population in higher education in Brazil and its heterogeneity justify studies that describe the profile of the students and the level of knowledge acquired in their training. This work aimed to outline the profile of the UFS students during the period 2015.1 in order to provide subsidies to improve the academic performance of campuses, centers and courses. It was not considered students of the distance mode and entering, as these have Regularity Index (IREG) and General Average weighted (MGP) zero, but also not distinguished between shifts or mode of the courses. The analysis was processed according to the database obtained from the Coordination of Academic Planning and Assessment (COPAC) with reference date the database on 16 October 2015. The data were analyzed using SPSS software for Windows Version 21 and R software for Windows Version 3.2.2. The appropriate statistical technique for analysis were non-parametric statistical tests, since the data analyzed violate the assumptions for the application of parametric statistics. And non-parametric tests are based on ordering (ranks) data rather than on its intrinsic value, is lost in accuracy in exchange for values, but gains in efficiency and ease in understanding the results. The significance level was 5%. In assessing the profile of the students were taken into account several aspects, among them: gender, age, declared race, origin of school system, quotas, national origin, IREG and MGP. The MGP is the average of the subjects in which the student was successful and IREG measures the ratio between the number of credits that the student actually attended and who should attend. We observe, as expected, that the IREG and MGP does not have the same behavior. The MGP is camouflaged by excluding the notes of the subjects disapproved of the student, she can not evaluate their academic performance as well as the IREG. Showing that there are unresolved issues to calibrate these indicators. Campuses, centers and courses were grouped into one of the stations sort of scale, and on several occasions they dramatically reversed position among IREG and MGP. On campuses, São Cristovão presented the worst IREG Lagarto and the best. In the centers, the worst place was the CCET, the best placement was with the CCSA and the CECH. In order to better clarify the causes that make a center or campus being better than the other, proceeded to the analysis by their courses, trying to identify the significant differences between them.

Keywords: hypothesis testing. Nonparametric tests. Profile of students.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Região crítica: teste bicaudal	21
Figura 2 – Região crítica: teste unicaudal à esquerda	22
Figura 3 – Região crítica: teste unicaudal à direita.....	22
Figura 4 – Histograma do IREG e MGP com os alunos ingressantes.....	46
Figura 5 – Histograma do IREG e MGP sem os alunos ingressantes.....	46
Figura 6 – Quantil-Quantil do IREG e MGP sem os alunos ingressantes	47
Figura 7 – Teste de Kolmogorov-Smirnov para o IREG e MGP.....	47
Figura 8 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por municípios	48
Figura 9 – Teste de Dunn para o IREG e MGP por municípios.....	49
Figura 10 – Escala de posição dos postos para o IREG e MGP por municípios.....	49
Figura 11 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por centros e campi	50
Figura 12 – Teste de Dunn para o IREG por centros e campi	51
Figura 13 – Teste de Dunn para a MGP por centros e campi.....	51
Figura 14 – Escala de posição dos postos para o IREG e MGP por centros e campi	52
Figura 15 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por centros.....	53
Figura 16 – Teste de Dunn para o IREG e MGP por centros.....	53
Figura 17 – Escala de posição dos postos para o IREG e MGP por centros	54
Figura 18 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do campus Aracaju	54
Figura 19 – Teste de Dunn para o IREG e MGP por cursos do campus Aracaju.....	55
Figura 20 – Escala de posição dos postos para o IREG e MGP por cursos do campus Aracaju.....	55
Figura 21 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do campus Lagarto	56
Figura 22 – Teste de Dunn para o IREG por cursos do campus Lagarto.....	57
Figura 23 – Teste de Dunn para a MGP por cursos do campus Lagarto	57
Figura 24 – Escala de posição dos postos para o IREG por cursos do campus Lagarto	58
Figura 25 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do campus Laranjeiras.....	58

Figura 26 – Teste de Dunn para o IREG e MGP por cursos do campus Laranjeiras	59
Figura 27 – Escala de posição dos postos para o IREG e MGP cursos do campus Laranjeiras.....	59
Figura 28 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do campus Itabaiana	60
Figura 29 – Teste de Dunn para o IREG por cursos do campus Itabaiana	61
Figura 30 – Teste de Dunn para a MGP por cursos do campus Itabaiana.....	61
Figura 31 – Escala de posição dos postos para o IREG por cursos do campus Itabaiana	62
Figura 32 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do CCAA	62
Figura 33 – Teste de Dunn para o IREG por cursos do CCAA	63
Figura 34 – Escala de posição dos postos para o IREG por cursos do CCAA	63
Figura 35 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do CCBS	64
Figura 36 – Teste de Dunn para o IREG por cursos do CCBS	64
Figura 37 – Escala de posição dos postos para o IREG por cursos do CCBS	64
Figura 38 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do CCSA	65
Figura 39 – Teste de Dunn para o IREG por cursos do CCSA	66
Figura 40 – Escala de posição dos postos para o IREG por cursos do CCSA	66
Figura 41 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do CECH.....	67
Figura 42 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do CCET	69
Figura 43 – Teste Qui-Quadrado de associação do IREG categorizado por centros e campi.....	69
Figura 44 – Teste Qui-Quadrado de associação da MGP categorizada por centros e campi.....	71
Figura 45 – Teste Qui-Quadrado de associação do IREG categorizado por raça	72
Figura 46 – Teste Qui-Quadrado de associação do IREG categorizado por cotas...	73
Figura 47 – Teste Mann-Whitney do IREG categorizados por sexo.....	74
Figura 48 – Teste Qui-Quadrado de associação do número de períodos trancados por centro e campi.....	76

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Percentual de crescimento das matrículas nas universidades entre 2003 e 2013	37
Gráfico 2 – Oferta de cursos de graduação no Brasil.....	38
Gráfico 3 – Teste Qui-Quadrado de associação do IREG categorizado por centros e campi.....	70
Gráfico 4 – Teste Qui-Quadrado de associação da MGP categorizada por centros e campi.....	71
Gráfico 5 – Teste Qui-Quadrado de associação do IREG categorizado por raça	72
Gráfico 6 – Teste Qui-Quadrado de associação do IREG categorizado por cotas....	73
Gráfico 7 – Sexo x idade	74
Gráfico 8 – Unidades da federação agrupados em região	75
Gráfico 9 – Teste Qui-Quadrado de associação do número de períodos trancados por centros e campi.....	76

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Alunos de graduação da UFS no período de 2015.1.....	16
Tabela 2 – Erros possíveis associados a teste de hipóteses	19
Tabela 3 – Panorama da expansão universitária	39
Tabela 4 – Expansão da educação superior nas universidades federais por região.	39
Tabela 5 – Descrição das variáveis.....	43

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ANOVA	Análise de Variância
α	Nível de Significância
CCBS	Centro de Ciências Biológicas e da Saúde
CCET	Centro de Ciências Exatas e Tecnologia
CCSA	Centro de Ciências Sociais Aplicadas
CECH	Centro de Educação e Ciências Humanas
CESAD	Centro de Educação Superior a Distância
CFE	Conselho Federal de Educação
CONSU	Conselho Universitário
COPAC	Coordenação de Planejamento e Avaliação Acadêmica
DAA	Departamento de Assuntos Acadêmicos
<i>gl</i>	Grau de Liberdade
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IFES	Instituições Federais de Ensino Superior
IREG	Índice de Regularidade
MEC	Ministério da Educação
MGP	Média Geral Ponderada
PAAF	Programa de Ações Afirmativas
PNE	Plano Nacional de Educação
PPPC	Projeto Político/Pedagógico de Curso
RC	Região Crítica
SESU	Secretaria de Educação Superior
REUNI	Reestruturação e Expansão das Universidades Federais
UAB	Programa da Universidade Aberta do Brasil
UFS	Universidade Federal de Sergipe
USP	Universidade de São Paulo

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	14
1.1 OBJETIVOS	17
1.1.1 Geral.....	17
1.1.2 Específicos	17
2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	18
2.1 TESTE DE HIPÓTESES	18
2.2 TESTES NÃO PARAMÉTRICOS	23
2.2.1 Teste Qui-Quadrado de Aderência.....	23
2.2.2 Teste Qui-Quadrado de Associação	25
2.2.3 Teste de Kolmogorov-Smirnov	26
2.2.4 Teste de Wilcoxon-Mann-Whitney.....	29
2.2.5 Teste de Kruskal-Wallis.....	31
2.2.5.1 Comparações múltiplas entre tratamentos	33
2.3 O ENSINO SUPERIOR NO BRASIL: HISTÓRICO E EVOLUÇÃO	35
2.3.1 Interiorização	37
2.3.2 Expansão	38
2.3.3 Ampliação da rede de universidades federais.....	39
2.3.4 Auxílio ao ingresso e permanência	40
3 METODOLOGIA	41
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	46
5 CONCLUSÃO	77
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	79

1 INTRODUÇÃO

As instituições de ensino superior surgiram no Brasil por volta do século XIX, este atraso se deve à colonização portuguesa que procurou inibir o ensino superior na colônia temendo que o desenvolvimento intelectual pudesse levar a formação de movimentos independentes (LIMA; SANTOS, 2011). Com a globalização, o papel da universidade pública e gratuita se torna mais importante na medida em que é notório o aumento da competitividade no mercado de trabalho. O objetivo da universidade é desenvolver a pesquisa, o conhecimento e a cultura, estando diretamente voltada para o benefício da sociedade (NETO; COUTINHO; AVANCINI, 2010).

A Universidade Federal de Sergipe (UFS) nasceu com a incorporação das escolas superiores já existentes em Sergipe: Faculdade de Ciências Econômicas e Escola de Química (1948); Faculdade de Direito e Faculdade Católica de Filosofia (1950); Escola de Serviço Social (1954); e Faculdade de Ciências Médicas (1961). Ao atingir o número necessário de escolas superiores, a então Secretaria de Educação do Estado deu início ao processo de criação de uma universidade que foi concretizado pelo Decreto-Lei nº 269 em 1967. Havia duas possibilidades de regime para a instituição: a autárquica, defendida por Antônio Garcia Filho, então diretor da Faculdade de Medicina, e a Fundação Federal, defendida por Dom Luciano José Cabral Duarte, então presidente do Conselho Federal de Educação (CFE). Criada oficialmente em 15 de maio de 1968, a Fundação Universidade Federal de Sergipe integrou ao sistema federal de ensino superior, incorporando os 10 cursos superiores existentes no estado (UFS, 2011a).

Apesar da fundação da universidade, os cursos continuaram funcionando nos prédios das então faculdades, apenas foi instituída a reitoria, que funcionava em um local a parte. A política de crescimento adotada pela instituição e os investimentos do governo no setor público, em especial na década de setenta, contribuíram significativamente para o avanço na quantidade de cursos e também a construção do campus universitário. Em 1978, o Ministério da Educação criou novas diretrizes decorrentes da reforma administrativo-acadêmica que fizeram com que a UFS reformulasse o currículo dos seus até então 23 cursos e os distribuisse em quatro unidades de ensino existentes até hoje: Centro de Ciências Exatas e Tecnologia (CCET), Centro de Ciências Biológicas e da Saúde (CCBS), Centro de Ciências

Sociais Aplicadas (CCSA) e Centro de Educação e Ciências Humanas (CECH) (LIMA; SANTOS, 2011).

Na década de 80, inicia a transferência gradativa da universidade para suas novas instalações no campus universitário em São Cristóvão e ampliou-se o número de cursos ofertados pela instituição. Em 1987, em observância à Resolução 01/87 do Conselho Universitário (CONSU), o campus passou a ser denominado “Cidade Universitária Prof. José Aloísio de Campos”. No final desta década, quarenta e oito opções de cursos eram disponibilizadas à comunidade com ingresso anual via processo seletivo (UFS, 2011a).

O Plano Nacional de Educação (PNE) que vigorou entre 2001 e 2010 propunha como meta a oferta de educação superior para pelo menos 30% da faixa etária de 18 a 24 anos até o final da década. Essa expansão do ensino superior público surgiu com a interiorização das universidades federais (SESU, 2015).

Com a interiorização, além do campus localizado em São Cristóvão (Cidade Universitária Prof. José Aloísio de Campos) e Aracaju (Campus da Saúde Prof. João Cardoso do Nascimento Júnior) foram inaugurados os seguintes campi: em 2006, Itabaiana (Campus Prof. Alberto Carvalho); em 2007, Laranjeiras (Campus de Laranjeiras); em 2011, Lagarto (Campus Prof. Antônio Garcia Filho) e; em 2015, Nossa Senhora da Glória (Campus do Sertão) (UFS, 2015).

Em 2006, a UFS instituiu o Centro de Educação Superior a Distância – CESAD, consolidado pela Resolução nº 49/2006/CONSU e adesão em 2007 ao Programa da Universidade Aberta do Brasil (UAB) que promoveram alterações históricas significativas nos modos de ensinar e aprender. A implantação ocorreu em 2007 com a oferta de 10 cursos de licenciatura e 1 bacharelado distribuídos em quinze pólos de apoio presencial, localizados nos municípios sergipanos de Arauá, Areia Branca, Brejo Grande, Carira, Estância, Japaratuba, Lagarto – Colônia Treze, Laranjeiras, Nossa Senhora da Glória, Nossa Senhora das Dores, Poço Verde, Porto da Folha, Propriá, São Cristóvão e São Domingos (UFS, 2012a).

A tabela abaixo mostra os dados dos alunos matriculados em graduação, na modalidade presencial e à distância, no período de 2015.1 na UFS e com data de referencia da base dos dados em 16 de outubro de 2015. Na “UFS em números 2013/2014” o status do aluno se distingue em: ingressante é o que está no primeiro período do curso; intermediário é o que está prosseguindo nos estudos; formando é o que está nos últimos créditos devidos, sendo provável concludente no semestre;

graduando é o que já integralizou todas as disciplinas do curso; concluído é que já colou grau, na data de referência da base de dados (UFS, 2014).

Tabela 1 – Alunos de graduação da UFS no período de 2015.1

Status	Modalidade		Total
	A Distância	Presencial	
Ingressante	0	4.298	4.298
Intermediário	3.687	19.675	23.362
Formando	20	613	633
Graduando	115	23	138
Concluído	2	162	164
Total	3.824	24.771	28.595

Fonte: COPAC. Elaborada pela autora

Tão importante quanto coletar e processar os dados são assegurar as ferramentas mais adequadas a sua análise. A Coordenação de Planejamento e Avaliação Acadêmica (COPAC) publicou dados estatísticos, relatórios e estudos analíticos com base apenas na estatística descritiva, descrevendo os dados de forma a obter uma visão global, mas não utilizou uma das técnicas mais modernas da inferência estatística que é o teste de hipóteses, utilizadas para extrair conclusões de evidências proporcionadas por amostras (SIEGEL; CASTELLAN, 2006).

O aumento da população estudantil do ensino superior no Brasil e sua heterogeneidade justificam estudos que descrevam o perfil dos alunos e o grau de conhecimento adquiridos na sua formação. As análises das estatísticas dos testes de hipóteses buscam compreender os mecanismos explicativos que permitam, por um lado, dotar o corpo gerencial de informações que o auxiliem no planejamento e tomada de decisão, e por outro, avaliar a qualidade dos cursos e planejar o desenvolvimento de projetos de graduação que atendam às expectativas do mercado e dos graduados.

1.1 OBJETIVOS

1.1.1 Geral

Traçar o perfil dos alunos da Universidade Federal de Sergipe no período 2015.1, a fim de apresentar subsídios para melhoria do desempenho acadêmico dos campi, centros e cursos.

1.1.2 Específicos

- Identificar o perfil dos alunos matriculados ou que concluíram a graduação no período 2015.1;
- Analisar o desempenho acadêmico dos alunos por centros e cursos;
- Identificar as variáveis que estão associadas ao desempenho acadêmico;
- Usar técnicas estatísticas apropriadas para a análise.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Este capítulo apresenta a literatura que norteou todo o trabalho, objetivando fornecer embasamento teórico ao desenvolvimento da pesquisa, através da constatação dos pontos de vista de diferentes autores e diversos trabalhos sobre o tema. Inicialmente, abordam-se os aspectos referentes ao teste de hipótese. Em seguida, apresenta os testes não paramétricos que serão utilizados. Depois, apresenta-se breve discussão sobre o ensino superior no Brasil e sua evolução.

2.1 TESTE DE HIPÓTESES

Uma hipótese é uma alegação a respeito de um determinado problema ou teoria. Tendo estabelecido uma determinada hipótese que nos pareça importante, utilizamos métodos científicos para tomar uma decisão quanto a aceitar ou rejeitar essa hipótese e a teoria da qual ela se originou (SBOC, 2011). As hipóteses são conceituadas por Siegel e Castellan (2006, p. 28) como:

A hipótese nula (H_0) é uma hipótese de “não-efeito” e é usualmente formulada com o propósito da rejeição; ou seja, é a negação do ponto que se está tentando confirmar. Se ela é rejeitada a hipótese alternativa (H_1) é confirmada. A hipótese alternativa é a afirmação operacional da hipótese de pesquisa do investigador. A hipótese alternativa é a predição original da teoria que esta sendo testada.

De acordo com Câmara e Silva (2001), todo teste de hipótese possui erros associados a ele e são divididos em dois possíveis tipos de erros. O erro do tipo I corresponde ao erro de rejeitar a hipótese nula quando esta for verdadeira, equivale à chance de que a diferença tenha ocorrido devido ao acaso. O erro do tipo II consiste no erro de não rejeitar a hipótese nula sendo que ela é falsa, equivale à chance de que uma diferença real exista e não seja identificada. A estes erros estão associados uma probabilidade: a probabilidade de cometer o erro do tipo I é chamada de nível de significância e é expressa pela letra grega (α), a probabilidade de cometer o erro do tipo II é representada pela letra grega (β). O quadro abaixo sintetiza os erros possíveis associados a cada decisão tomada em um teste de hipóteses.

Tabela 2 – Erros possíveis associados a teste de hipóteses

Conclusão do teste	Situação Real	
	H_0 verdadeira	H_0 falsa
Aceita H_0	Decisão correta Probabilidade = $1 - \alpha$	Erro do tipo II Probabilidade = β
Rejeita H_0	Erro do tipo I Probabilidade = α	Decisão correta Probabilidade = $1 - \beta$

Fonte: Castañeda, 2015, p. 4

A situação ideal é aquela em que ambas as probabilidades α e β dos dois tipos de erros sejam próximas de zero. No entanto, como existe uma relação inversa entre essas probabilidades, a diminuição de α implica no aumento de β , para qualquer tamanho N da amostra. Por ser convencionado o erro mais sério, escolhe-se a diminuição do erro tipo I (α). Esses valores dos erros também determinariam o tamanho N da amostra que seriam necessários para o teste, sendo que a sua redução simultânea poderá ser alcançada pelo aumento do tamanho N da amostra (SIEGEL; CASTELLAN, 2006).

Ainda segundo Siegel e Castellan (2006), o nível de confiança é obtido pelo complementar do nível de significância ($1 - \alpha$) e, o poder do teste é obtido com ($1 - \beta$). O poder do teste é definido como a probabilidade de rejeitar a hipótese nula quando ela é falsa, ou seja, a decisão correta.

O *p-valor* é conhecido na estatística como nível descritivo (p) sendo definido como o menor nível de significância (α) que pode ser assumido para se rejeitar H_0 . É importante ressaltar que o nível de significância (α) determina a probabilidade máxima de aceitar o erro tipo I, seu valor é estipulado previamente de acordo com o pesquisador, os valores mais adotados são 5%, 1% e 0,1%, enquanto que o nível descritivo (p) é calculado de acordo com os dados obtidos. O *p-valor* tem que ser menor que o nível de significância (α) para que o risco de uma conclusão errada não seja acima do que se deseja assumir sendo que a comparação entre esses valores determinará se o resultado é estatisticamente significativo. O resultado terá significância estatística se for improvável que tenha ocorrido por acaso, e o nível de significância determina esse limite fixado da margem de erro tolerável, quanto menor for o erro dentro desse limite maior será a significância estatística do *p-valor* (PAES, 1998).

A SBOC (2011, p. 62) sintetiza a estatística do teste:

De uma forma bem genérica e intuitiva podemos dizer que a estatística do teste mede a discrepância entre o que foi observado na amostra e o que seria esperado se a hipótese nula fosse verdadeira. Rejeitaremos a hipótese nula se o valor da estatística de teste for “grande”, o que traduziria uma discrepância entre os dados. Na prática para se decidir quão “grande” é o valor da estatística de teste é necessária a comparação entre o valor obtido e o valor estabelecido em uma distribuição hipotética de dados. Pequenas diferenças podem ser devido ao acaso em função da variabilidade dos dados; quanto maior a diferença menor é a probabilidade do acaso para sua explicação. Nesta circunstância uma relação de causa e efeito, ou de concomitância, pode ser inferida.

Para obter o valor estabelecido na distribuição hipotética será necessário o cálculo do grau de liberdade (gl). Siegel e Castellan (2006, p. 66) determina que o (gl) “[...] reflete o número de “observações” que estão livres para variar após certas restrições terem sido colocadas sobre os dados”. Portanto, é o número de classes de resultados menos o número de informações da amostra que é necessário para o cálculo dos valores esperados em cada classe.

Os testes de hipóteses se dividem em paramétricos e não paramétricos. Os paramétricos são aqueles que utilizam os parâmetros da distribuição, ou uma estimativa destes, para o cálculo de sua estatística. Normalmente, estes testes são mais rigorosos e possuem mais pressuposições para sua validação. Já os não paramétricos utilizam para o cálculo de sua estatística, postos atribuídos aos dados ordenados e são livres da distribuição de probabilidades dos dados estudados (MOORE; MCCABE, 2002).

No âmbito paramétrico, para testar os parâmetros de locação (como por exemplo, a média) pode-se usar: em pequenas amostras as estatísticas de t Student, quando a amostra tende ao infinito é indiferente o uso da t Student ou da normal. Para testar os parâmetros de escala (como por exemplo, o desvio padrão ou a variabilidade) pode-se optar pelas estatísticas qui-quadrado ou F (CASTAÑEDA, 2015). Já no âmbito não paramétrico, onde os dados são livres de parâmetros e de distribuição (como por exemplo, a distribuição normal dos dados) existe uma variedade de testes que tem seus equivalentes na estatística paramétrica. Os mais conhecidos são: qui-quadrado, Binomial, Kolmogorov-Smirnov, Friedman, Sparman, (SIEGEL; CASTELLAN, 2006).

Muitas vezes os testes paramétricos são os mais utilizados por não se conhecer seus concorrentes não paramétricos. Mas a validação dos resultados dos testes paramétricos depende da verificação de suas pressuposições, para aplicação da maioria dos testes paramétricos é a normalidade dos dados e essa deve ser

verificada antes da realização das análises principais. Desse modo, é interessante verificar até que ponto os resultados dos testes paramétricos serão prejudicados quando a pressuposição de normalidade não venha a ser satisfeita (SIEGEL; CASTELLAN, 2006).

O critério na qual a hipótese nula será julgada é baseado na Região Crítica (RC). RC é a região onde os valores da estatística do teste levam a rejeição da hipótese nula. A sua área é igual ao nível de significância, e sua direção é a mesma da hipótese alternativa (YANG; WEST-STRUM, 2013). De acordo Castañeda (2015) a hipótese alternativa pode ser dividida em três possibilidades: hipótese alternativa com teste bicaudal, teste unicaudal à esquerda e teste unicaudal à direita. A SBOC (2011) acrescenta que no caso bicaudal, qualquer um dos dois grupos pode ter uma proporção ou média maior do que o outro. Já no caso unicaudal, as comparações são estabelecidas em uma determinada direção. No caso de testes não-paramétricos respectivamente, para o teste de comparação de proporções, de médias ou de medianas são observadas abaixo:

- com teste bicaudal:

$$\begin{cases} H_0: p_1 = p_2 \\ H_1: p_1 \neq p_2 \end{cases} \quad \begin{cases} H_0: \mu_1 = \mu_2 \\ H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \end{cases} \quad \begin{cases} H_0: \theta_1 = \theta_2 \\ H_1: \theta_1 \neq \theta_2 \end{cases} \quad (1)$$

Onde:

H_0 = hipótese nula

H_1 = hipótese alternativa

p_i = proporção do grupo i

μ_i = média do grupo i

θ_i = mediana do grupo i

Figura 1 – Região crítica: teste bicaudal

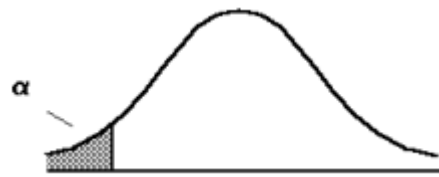


Fonte: Kato, 2012

- com teste unicaudal à esquerda:

$$\begin{cases} H_0: p_1 = p_2 \\ H_1: p_1 < p_2 \end{cases} \quad \begin{cases} H_0: \mu_1 = \mu_2 \\ H_1: \mu_1 < \mu_2 \end{cases} \quad \begin{cases} H_0: \theta_1 = \theta_2 \\ H_1: \theta_1 < \theta_2 \end{cases} \quad (2)$$

Figura 2 – Região crítica: teste unicaudal à esquerda



Fonte: Kato, 2012

- com teste unicaudal à direita:

$$\begin{array}{lll} \left\{ \begin{array}{l} H_0: p_1 = p_2 \\ H_1: p_1 > p_2 \end{array} \right. & \left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu_1 = \mu_2 \\ H_1: \mu_1 > \mu_2 \end{array} \right. & \left\{ \begin{array}{l} H_0: \theta_1 = \theta_2 \\ H_1: \theta_1 > \theta_2 \end{array} \right. \end{array} \quad (3)$$

Figura 3 – Região crítica: teste unicaudal à direita



Fonte: Kato, 2012

A regra de decisão do teste de hipótese será: se o valor da estatística do teste cair dentro da região crítica ou o *p-valor* for menor que o nível de significância, rejeita-se a hipótese nula. Caso contrário, quando a aceitamos, dizemos que não há evidência amostral significativa no sentido de permitir a rejeição da hipótese nula (KATO, 2012).

A SBOC (2011), afirma que duas opções de testes (unilateral ou bilateral) estão disponíveis em programas de computador e o *p-valor* para teste bilateral é o dobro do *p-valor* correspondente à hipótese unilateral. Mas também que alguns estatísticos acreditam que o *p-valor* unilateral nunca deve ser usado.

O teste de hipótese foi descrito acima objetivando ter uma visão do procedimento como um todo, onde observa-se que o método científico para comprovar determinada hipótese envolve uma estruturação que pode ser resumida em: estabelecer as hipóteses, determinar o nível de significância, descrever a estatística de teste e aplicada a regra de decisão.

2.2 TESTES NÃO PARAMÉTRICOS

Na estatística descritiva, uma das técnicas de verificação da normalidade dos dados é a análise de alguns gráficos, como o histograma e o Quantil-Quantil. O histograma é construído para verificar o formato da distribuição de uma variável contínua, através dele buscamos verificar se a forma de sino da distribuição Normal está presente. O histograma é um gráfico de barras justapostas em que no eixo horizontal está a variável de interesse dividida em classes e no eixo vertical a frequência da classe correspondente. Outro gráfico que pode ser utilizado é o gráfico Quantil-Quantil, onde no eixo horizontal têm-se os valores observados da variável, e no eixo vertical, os valores esperados caso a variável tenha distribuição Normal. Uma boa aderência dos dados à distribuição normal os pontos estarão próximos a reta de referência apresentada no gráfico (TORMAN; COSTER; RIBOLDI, 2012).

Como esses métodos gráficos têm a desvantagem de serem subjetivos, pois dependem de interpretação visual, usa-se os testes de aderência da estatística inferencial, como o Qui-Quadrado e o Kolmogorov-Smirnov. Os testes de aderência servem para verificar se a distribuição dos dados que estão sendo estudados seguem uma determinada distribuição teórica especificada (TORMAN; COSTER; RIBOLDI, 2012).

A base deste trabalho serão os testes não paramétricos, visto que os dados analisados violam as suposições para aplicação da estatística paramétrica. Segundo Pontes e Corrente (2001), os testes não paramétricos se baseiam na ordenação (ranks) dos dados e não em seu valor intrínseco, onde se consideram todas as possíveis permutações (rearranjos) dos dados. Perde-se em precisão na troca dos valores da variável por seus respectivos postos, mas se ganha em eficiência e facilidade no entendimento dos resultados.

2.2.1 Teste Qui-Quadrado de Aderência

Segundo Castañeda (2015) e Siegel e Castellan (2006), é um dos testes não paramétrico mais conhecido e para o caso de uma amostra, é destinado a averiguar se o conjunto de dados provém de uma determinada distribuição teórica. Como também utilizado para analisar os dados categóricos de uma variável, verificando se existe uma diferença significativa entre as categorias.

O teste Qui-Quadrado é um teste de aderência para distribuições de variáveis nominais agrupados em k categoria. Se forem ordinais, a informação relativa à ordem é perdida; e se forem contínuos, a perda de informação é ainda maior, uma vez que os dados terão que ser agregados em classes (LORENÇO, 2004). As hipóteses do teste podem ser uma das duas abaixo descritas:

$$\begin{cases} H_0: \text{Os dados de } X \text{ tem uma determinada distribuição teórica} \\ H_1: \text{Os dados de } X \text{ não tem a distribuição teórica} \end{cases} \quad (4)$$

$$\begin{cases} H_0: \text{Cada categoria da variável } X \text{ seguem uma frequência determinada} \\ H_1: \text{Cada categoria da variável } X \text{ não seguem uma frequência determinada} \end{cases} \quad (5)$$

A estatística do teste baseia-se na comparação das freqüências observadas em cada classe com as freqüências esperadas que deveriam ocorrer nessas classes, se a variável em estudo seguisse a distribuição de probabilidade admitida no teste (SIEGEL; CASTELLAN, 2006).

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \sim \chi^2 (gl = k - n_i - 1) \quad (6)$$

Onde:

χ^2 = estatística do teste qui-quadrado

k = número de categorias

O_i = número de casos observados na i -ésima categoria

E_i = número de casos esperados na i -ésima categoria quando H_0 é verdadeira

gl = grau de liberdade

n_i = número de parâmetros estimados

Siegel e Castellan (2006) também comentam que este teste não deve ser aplicado quando algumas das freqüências esperadas forem muito pequenas, por que a distribuição da estimativa do teste é calculada de forma aproximada. Considera-se que esta aproximação é boa:

- se $k = 2$, nenhuma freqüência esperada for menor que 5;
- se $k > 2$, nenhuma freqüência esperada for menor que 1 ou mais de 20% das freqüências esperadas forem menor que 5.

E considerada que a aproximação é muito boa quando todas as freqüências esperadas sejam iguais ou superiores a 10. Assim, por vezes será conveniente

reagrupar as classes iniciais, juntando em uma só duas (ou mais) classes adjacentes (LORENÇO, 2004).

2.2.2 Teste Qui-Quadrado de Associação

Segundo Castañeda (2015) e Siegel e Castellan (2006), o teste Qui-Quadrado de associação é tanto para o caso de duas quanto para o caso de k amostras ou grupos independentes agrupados em r categorias mutuamente exclusivas. Utilizado para analisar dados nominais ou categóricos, e algumas vezes ordinais, quando se deseja determinar a independência (ou associação) entre linhas e colunas, ou seja, determinar se existem diferenças significantes entre k grupos com relação a alguma característica. As hipóteses do teste são:

$$\begin{cases} H_0: \text{Não há associação entre linhas e colunas} \\ H_1: \text{Há associação entre linhas e colunas} \end{cases} \quad (7)$$

A estatística do teste compara as proporções de casos de cada k grupos nas várias categorias. Os dados são dispostos em uma tabela $r \times k$, onde os grupos são distribuídos em colunas e cada linha representa uma categoria da variável medida. (SIEGEL; CASTELLAN, 2006).

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^k \frac{(n_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} \sim \chi^2 (gl = (r - 1)(k - 1)) \quad (8)$$

Onde:

χ^2 = estatística do teste qui-quadrado

n_{ij} = número observado de casos categorizados na i -ésima linha e j -ésima coluna

E_{ij} = número de casos esperados na i -ésima categoria e j -ésima coluna quando H_0 é verdadeira

gl = grau de liberdade

r = número de classificações (linhas)

k = número de grupos (colunas)

Sob a suposição de independência, a freqüência esperada de observações em cada célula deveria ser proporcional a distribuição dos totais das linhas e

colunas. Logo, se as proporções são iguais não existe interação, mas se as proporções forem diferentes existe uma interação (SIEGEL; CASTELLAN, 2006).

$$E_{ij} = \frac{R_i C_j}{N} \quad (9)$$

Onde:

E_{ij} = número de casos esperados na i -ésima categoria e j -ésima coluna quando H_0 é verdadeira

R_i = frequência total da i -ésima linha

C_j = frequência total da j -ésima coluna

N = número total de casos

2.2.3 Teste de Kolmogorov-Smirnov

O teste Kolmogorov-Smirnov é outro teste de aderência para distribuições de variáveis contínuas. Para o caso de uma amostra é utilizado para definir se um conjunto de dados provem de uma determinada distribuição teórica. Como o teste trata as observações individualmente, não precisa perder informação na combinação de categorias. Adequado para variáveis que são medidas pelo menos em uma escala ordinal, já que leva em consideração precisamente a ordem inerente da variável. O teste pode ser usado para amostras pequenas (SIEGEL; CASTELLAN, 2006). As hipóteses do teste são:

$$\begin{cases} H_0: \text{Os dados tem uma determinada distribuição teórica} \\ H_1: \text{Os dados não tem a distribuição teórica} \end{cases} \quad (10)$$

A estatística do teste baseia-se na comparação, estabelece a máxima diferença absoluta entre a distribuição de frequências acumuladas esperadas sob a hipótese nula, e a distribuição de frequências acumuladas observadas (SIEGEL; CASTELLAN, 2006).

$$D = \max |F_0(X_i) - S_N(X_i)| \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (11)$$

Onde:

D = desvio absoluto máximo

\max = máximo

$F_0(X)$ = distribuição de frequência acumulada esperadas sob H_0

$S_N(X)$ = distribuição de frequência acumulada observada

N = tamanho total de observações

X_i = um escore qualquer possível

$F_0(X_i)$ = proporção esperada de observações $\leq X_i$

$$S_N(X_i) = \frac{\text{número de observações} \leq X_i}{N}$$

O teste Kolmogorov-Smirnov para o caso de duas amostras é utilizado para definir se duas amostras independentes foram extraídas de uma mesma população ou de populações com uma mesma distribuição. O teste bilateral é usado quando se quer saber apenas se duas amostras são diferentes. O teste unilateral é usado quando se quer saber se os valores de uma amostra são estocasticamente maiores do que os valores da outra amostra, ou seja, mostrar a predição dos escores. (SIEGEL; CASTELLAN, 2006). As hipóteses do teste podem ser:

$$\begin{cases} H_0: X_m \text{ e } X_n \text{ tem mesma população} \\ H_1: X_m \text{ e } X_n \text{ tem populações diferentes} \end{cases} \quad (12)$$

$$\begin{cases} H_0: X_m \text{ e } X_n \text{ tem mesma população (são iguais)} \\ H_1: X_m \text{ é estocasticamente maiores que } X_n \end{cases} \quad (13)$$

A estatística do teste também se baseia na comparação, sendo entre dois conjuntos de valores amostrais. Sob a hipótese nula que as duas amostras provêm de uma mesma população, espera-se que as distribuições acumuladas de ambas sejam próximas uma da outra, apresentando somente pequenos desvios aleatórios da distribuição populacional em comum. Se estes desvios são suficientemente grandes as amostras provêm de populações diferentes. Para isso, determina a distribuição de frequência acumulada para cada amostra de observações usando o mesmo intervalo para ambas as distribuições, em cada intervalo subtraem uma função degrau da outra e estabelece maior destes desvios observados (SIEGEL; CASTELLAN, 2006).

$$D_{m,n} = \max |S_m(X) - S_n(X)| \quad (14)$$

Onde:

$D_{m,n}$ = desvio absoluto máximo entre m e n

\max = máximo

$S_m(X)$ = distribuição de frequência acumulada da amostra de tamanho m

$S_n(X)$ = distribuição de frequência acumulada da amostra de tamanho n

m = tamanho total da amostra m

n = tamanho total da amostra n

X_i = um intervalo determinado, comum em ambas as distribuições

$$S_m(X_i) = \frac{\text{número de observações} \leq X_i}{m}$$

$$S_n(X_i) = \frac{\text{número de observações} \leq X_i}{n}$$

No caso do teste ser unilateral encontramos $D_{m,n}$ na direção predita, no caso unilateral encontramos $D_{m,n}$ independente de direção.

No uso do teste em dados cujo tamanho e número de intervalos são arbitrários é conveniente usar tantos intervalos quanto forem possíveis. Quando os dados são distribuídos em poucos intervalos, informações inerentes a estes dados, podem ser perdidas e com isso o $D_{m,n}$ pode ser obscurecido. Precisamos de intervalos suficientes para obter um $D_{m,n}$ que nos permita rejeitar H_0 , no nível de significância predeterminado, ou antes de aceitar H_0 , seria necessário aumentar o número de intervalos a fim de termos segurança de que o $D_{m,n}$ foi ou não obscurecido pelo uso de poucos intervalos (SIEGEL; CASTELLAN, 2006).

Para Siegel e Castellan (2006), a significância do teste será obtido de acordo com o tamanho da amostra e do tipo de teste. Considerado pequenas amostras quando ambos $m, n < 25$, e grandes amostras quando ambos $m, n \geq 25$.

- para pequenas amostras:

$$RC = mnD_{m,n} \quad (15)$$

Onde:

RC = região crítica

m = tamanho total da amostra m

n = tamanho total da amostra n

$D_{m,n}$ = desvio absoluto máximo entre m e n

- para grandes amostras e teste bilateral: onde β vai variar de acordo com o nível de significância estabelecido.

$$RC = \beta \sqrt{\frac{m+n}{mn}} \quad (16)$$

Onde:

RC = região crítica

m = tamanho total da amostra m

n = tamanho total da amostra n

β = valor da tabela para o teste bilateral de duas amostras Kolmogorov-Smirnov

- para grandes amostras e teste unilateral:

$$\chi^2 = 4D_{m,n}^2 \frac{mn}{m+n}, \text{ com } gl = 2 \quad (17)$$

Onde:

χ^2 = estatística do teste com aproximação da distribuição qui-quadrado

$D_{m,n}$ = desvio absoluto máximo entre m e n

m = tamanho total da amostra m

n = tamanho total da amostra n

O teste Kolmogorov-Smirnov é mais poderoso que os testes Qui-Quadrado, para pequenas amostras é levemente mais eficiente do que o teste Wilcoxon-Mann-Whitney, mas para grandes amostras ocorre o contrário (SIEGEL; CASTELLAN, 2006).

2.2.4 Teste de Wilcoxon-Mann-Whitney

Segundo Siegel e Castellan (2006), é um dos testes não paramétricos mais poderosos, alternativa ao teste t paramétrico quando se quer evitar suas suposições. Testa se dois grupos independentes tem uma mesma distribuição contínua. As variáveis estudadas devem ser medidas pelo menos na escala ordinal.

Para Siegel e Castellan (2006), o teste pode ser bilateral, a predição das diferenças não estabelece direção, ou unilateral, a predição das diferenças estabelece a direção. Onde X será o grupo do menor número de casos, Y será o grupo do maior número de casos e P a probabilidade. As hipóteses do teste podem ser:

$$\begin{cases} H_0: X \text{ e } Y \text{ tem mesma distribuição, ou seja, } P(X > Y) = \frac{1}{2} \\ H_1: X \text{ e } Y \text{ não tem mesma distribuição, ou seja, } P(X > Y) \neq \frac{1}{2} \end{cases} \quad (18)$$

$$\begin{cases} H_0: X \text{ e } Y \text{ tem mesma distribuição, ou seja, } P(X > Y) = \frac{1}{2} \\ H_1: X \text{ é estocasticamente maior que } Y, \text{ ou seja, } P(X > Y) > \frac{1}{2} \end{cases} \quad (19)$$

$$\begin{cases} H_0: X \text{ e } Y \text{ tem mesma distribuição, ou seja, } P(X > Y) = \frac{1}{2} \\ H_1: Y \text{ é estocasticamente maior que } X, \text{ ou seja, } P(X > Y) < \frac{1}{2} \end{cases} \quad (20)$$

Na hipótese nula a média dos postos de cada grupo é quase a mesma, se a soma de posto de um dos grupos for muito grande ou muito pequena, as amostras não foram extraídas da mesma população. A estatística do teste baseia-se em atribuir postos em ordem crescente aos escores em conjunto para ambos os grupos, posto um ao escore algebricamente menor. Nas observações empatadas, atribui a cada uma delas a média dos postos que teria se não houvesse empate, calcula o valor W_x para o grupo X com m casos, determina a probabilidade associada com a ocorrência sob H_0 de qualquer W_x tão extremo quando o valor observado. Vale frisar que ao contrário da maioria dos testes de hipóteses, no teste de Wilcoxon-Mann-Whitney, rejeita-se H_0 quando o valor observado de W_x for menor ou igual ao valor tabelado (SIEGEL; CASTELLAN, 2006).

$$W_x = \text{Soma dos postos do grupo } X$$

$$W_y = \text{Soma dos postos do grupo } Y$$

(21)

$$W_x + W_y = \frac{N(N+1)}{2}$$

Onde:

m = número de casos do grupo X

n = número de casos do grupo Y

$N = m + n$

De acordo com Siegel e Castellan, (2006), a significância do teste será obtida de acordo com o tamanho da amostra e se os empates serão ou não corrigidos. Os valores tabelados são probabilidades unilaterais, para um teste bilateral os valores tabelados são dobrados. Considerado que pequenas amostras são quando $m \leq 10$ e $n \leq 10$ ou se $m = 3$ ou 4 e $n \leq 12$, e grandes amostras quando $m > 10$ e $n > 10$ ou se $m = 3$ ou 4 e $n > 12$. Onde:

- Para pequenas amostras: usa-se uma tabela específica para determina a probabilidade exata procurada sob H_0 associada com os dados;

- Para grandes amostras: a distribuição amostral de W_x aproxima-se da distribuição normal. Será $W_x + 0,5$ se deseja encontrar a probabilidade na cauda esquerda e $W_x - 0,5$ se deseja encontrar a probabilidade na cauda direita;

$$z = \frac{W_x \pm 0,5 - \frac{m(N+1)}{2}}{\sqrt{\frac{mn(N+1)}{12}}}, \text{ com } N(\mu = 0, \sigma = 1) \quad (22)$$

Onde:

z = estatística do teste com aproximação da distribuição normal

W_x = soma dos postos do grupo X

m = número de casos do grupo X

n = número de casos do grupo Y

$N = m + n$

μ = média

σ = desvio padrão

- Para grandes amostras, a correção de empates deve ser utilizada sempre que o número de empates é grande ou se a probabilidade encontrada é muito próxima do nível de significância α escolhido:

$$z = \frac{W_x \pm 0,5 - \frac{m(N+1)}{2}}{\sqrt{\left[\frac{mn}{N(N-1)}\right] \left[\frac{(N^3 - N)}{12} - \sum_{j=1}^g \frac{(t_j^3 - t_j)}{12}\right]}} \sim N(\mu = 0, \sigma = 1) \quad (23)$$

Onde:

g = número de agrupamentos de postos empatados diferentes

t_j = número de postos empatados no j -ésimo agrupamento

$N = m + n$

2.2.5 Teste de Kruskal-Wallis

Segundo Sousa, Lira Junior e Ferreira (2012), é uma alternativa ao teste F da Análise de Variância (ANOVA) paramétrico quando se viola alguns dos pressupostos básicos para sua aplicação, tais como normalidade, homocedasticidade. A análise de variância de um fator de Kruskal-Wallis por postos determina se k amostras

independentes de distribuição contínua provêm de populações diferentes, assim, requer pelo menos uma variável ordinal. Testa se as diferenças entre as populações são variações esperadas entre amostras aleatórias de uma mesma população ou significam genuínas diferenças entre as populações. As hipóteses do teste são:

$$\begin{cases} H_0: \text{Todas as medianas (médias de postos) dos } k \text{ grupos são iguais} \\ H_1: \text{Pelo menos um par de grupos tem medianas diferentes} \end{cases} \quad (24)$$

Para aplicar a variância de um fator de Kruskal-Wallis por postos, os dados são organizados em ordem crescente em uma tabela onde cada coluna representa os k grupos. Atribui postos a todas as observações de ambos os grupos, sendo o menor posto substituído pela menor observação. Quando ocorrem empates é atribuída a média dos postos a estas observações empatadas, calcula a soma dos postos de cada coluna, com esses valores encontra o posto médio para cada grupo. A estatística do teste trabalha com as diferenças entre os postos para determinar se elas são tão discrepantes que provavelmente não tenham vindo de amostras extraídas de uma mesma população (SIEGEL; CASTELLAN, 2006).

$$KW = \left[\frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k n_j \bar{R}_j^2 \right] - 3(N+1) \quad (25)$$

Onde:

KW = estatística do teste Kruskal-Wallis

k = número de amostras ou grupos

n_j = número de casos na j -ésima amostra ou grupo

N = número de casos na amostra combinada (a soma dos n_j 's)

R_j = soma dos postos na j -ésima amostra ou grupo

\bar{R}_j = média dos postos na j -ésima amostra ou grupo

$\bar{R} = \frac{(N+1)}{2}$ = média dos postos na amostra combinada (a grande média)

De acordo com Siegel e Castellan (2006), algumas considerações devem ser levadas em consideração:

- Para grandes amostras: quando $k > 3$ e $n_j > 5$ a distribuição amostral KW se aproxima da distribuição χ^2 com $gl = k - 1$;

- Para observações empatadas: a correção de empates deve ser utilizada sempre que o número de empates é grande, se mais de 25% das observações, ou se a probabilidade encontrada é muito próxima do nível de significância α escolhido. O efeito da correção aumenta o valor KW tornando o resultado mais significativo do que se não a tivesse feito, ou seja, será possível rejeitar H_0 a um nível de significância ainda mais restrigente.

$$KW = \frac{\left[\frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k n_j \bar{R}_j^2 \right] - 3(N+1)}{\frac{1 - \frac{1}{N} \left[\sum_{i=1}^g (t_i^3 - t_i) \right]}{(N^3 - N)}} \quad (26)$$

Onde:

KW = estatística do teste Kruskal-Wallis

g = número de agrupamentos dos postos diferentes empatados

t_i = número de postos no i -ésimo agrupamento

N = número de casos na amostra combinada (a soma dos n_j 's)

2.2.5.1 Comparações múltiplas entre tratamentos

Segundo Siegel e Castellan (2006), o teste de Kruskal-Wallis indica que pelo menos um dos grupos é diferente, mas não indica quais e nem quantos pares de grupos são diferentes, para determiná-los utilizamos os testes de comparações múltiplas entre tratamentos. As hipóteses do teste para todos os pares de grupos são:

$$\begin{cases} H_0: \theta_u = \theta_v \\ H_1: \theta_u \neq \theta_v \end{cases} \quad (27)$$

Onde:

θ_u = mediana do grupo u

θ_v = mediana do grupo v

O número de comparações possíveis ($\# c$) é determinado:

$$\# c = \frac{k(k-1)}{2} \quad (28)$$

Onde:

k = número de amostras ou grupos

Podemos testar a significância das diferenças entre os pares individuais:

$$|\bar{R}_u - \bar{R}_v| \geq \frac{z_\alpha}{k(k-1)} \sqrt{\frac{N(N+1)}{12} \left(\frac{1}{n_u} + \frac{1}{n_v} \right)} \quad (29)$$

Onde:

N = número de casos na amostra combinada (a soma dos n'_j s)

k = número de amostras ou grupos

n_u = número de casos no grupo u

n_v = número de casos no grupo v

$|\bar{R}_u - \bar{R}_v|$ = diferença entre um par de grupos

$\frac{z_\alpha}{k(k-1)}$ = o valor da abcissa da distribuição normal

Dentre os testes de comparações múltiplas não-paramétricos destacam-se o teste de Dunn que foi desenvolvido a partir de uma modificação do teste t e faz comparações múltiplas de todos os tratamentos com o tratamento controle, ou seja, não há interesse na comparação dos tratamentos experimentais entre si (PONTES; CORRENTE, 2001). O teste de Dunn pode ser unilateral ou bilateral, aplicado em situações balanceadas, quando todos os tratamentos em teste têm o mesmo tamanho amostral, ou na balanceadas, quando os tratamentos podem ter qualquer tamanho amostral. A grande vantagem do uso do teste de Dunn é que se trata de um procedimento de inferências simultâneas que mantém a probabilidade do erro tipo I no nível nominal α para todo o conjunto de comparações (BROCH; FERREIRA, 2013).

A estatística deste teste também é utilizada para determinar os intervalos de confiança dos verdadeiros valores das diferenças entre a média de cada um dos tratamentos em teste e o tratamento controle, com um valor $1-\alpha$ de intervalo de confiança conjunto (BROCH; FERREIRA, 2013). De acordo com Souza (2012), a estatística do teste é:

$$D_i = t_i \sqrt{\frac{2 \, QMRes}{r}}, \text{ para repetições iguais} \quad (30)$$

$$D_i = t_i \sqrt{\left(\frac{1}{r_1} + \frac{1}{r_2}\right) QMRes}, \quad \text{para repetições desiguais} \quad (31)$$

Onde:

D_i = estatística do teste de Dunn

$QMRes$ = quadrado médio dos resíduos

r = número de repetições dos tratamentos

t_i = valor tabelado de t Student para Dunn

Os diversos contrastes considerados simultaneamente não são independentes, devido à presença do tratamento controle como um tratamento comum a todos eles. Assim, pode haver diferentes correlações entre os contrastes dos tratamentos em teste com o tratamento controle (BROCH; FERREIRA, 2013).

2.3 O ENSINO SUPERIOR NO BRASIL: HISTÓRICO E EVOLUÇÃO

Segundo Cunha (2003), em 1550 os jesuítas criaram na Bahia (sede do governo geral na época), o primeiro estabelecimento de ensino superior no Brasil. Durante trezentos anos, foram as únicas iniciativas na área de educação, mais voltados para a catequese religiosa. O Brasil teve que esperar o final do século XIX para surgir os primeiros cursos no modelo de instituto isolado e de natureza profissionalizante, voltados ao ensino prático. No ano 1808 foi criado o Colégio Médico-Cirúrgico da Bahia em fevereiro e a cadeira de Anatomia é criada no Hospital Militar do Rio de Janeiro em abril (SOUZA, 1991).

A Constituição de 1891 omite-se em relação ao compromisso do governo com a universidade, mas por forças locais, em 1912 surge a primeira universidade brasileira, no Estado do Paraná, que durou só três anos. Somente em 1920 surge a Universidade do Rio de Janeiro, hoje universidade federal, que reunia os cursos superiores da cidade. Seu modelo é base de muitas das universidades brasileiras hoje em dia, no qual a agregação de cursos isolados é ligada entre si apenas pela Reitoria e pelo Conselho de Universitário, e não por mecanismos acadêmicos. Após a Revolução Constitucionalista de 1932, surge um novo modelo, constituído da integração de cursos isolados com mecanismos acadêmicos. No ano 1934, em São Paulo, surge a Universidade de São Paulo (USP) com sua proposta fundamentada em características modernas: ensino, pesquisa e extensão (SOUZA, 1991).

Nas décadas de 50 a 70 criaram-se universidades federais em todo o Brasil, ao menos uma em cada estado, além de universidades estaduais, municipais e particulares. A descentralização do ensino superior foi a vertente seguida na Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional, em vigor a partir de 1961 (LIMA; SANTOS, 2011). De acordo com Souza (1991), durante a década 70 o número de matrículas subiu de 300.000 (1970) para um milhão e meio (1980).

A concentração urbana e a exigência de melhor formação para a mão-de-obra industrial e de serviços forçaram o aumento do número de vagas e o Governo, impossibilitado de atender a esta demanda permitiu que o Conselho Federal de Educação aprovasse milhares de cursos novos. Esse aumento sem planejamento adequado resultou em uma insuficiência de fiscalização por parte do poder público, uma queda da qualidade de ensino e a imagem "mercantilista" e negativa da iniciativa privado, que persiste até hoje, ao contrário do que prega a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Superior, de 1968 (Lei nº 5.540/68) (SOUZA, 1991).

Em 1979, o Ministério da Educação (MEC) criou a Secretaria de Educação Superior (SESU), responsável por planejar, orientar, coordenar e supervisionar o processo de formulação e implementação da Política Nacional de Educação Superior. A manutenção, a supervisão e o desenvolvimento das Instituições Federais de Ensino Superior (IFES) são de sua responsabilidade, constituindo a principal interface entre o Ministério e as sessenta e três universidades federais espalhadas pelo território nacional (SESU, 2015).

O Brasil e o mundo são marcados por uma expansão sem precedentes da demanda e da oferta de cursos de educação superior, ligadas tanto à valorização do saber acadêmico pelo mercado de trabalho quanto ao crescimento da importância da pesquisa acadêmica. Nos países em desenvolvimento, o fenômeno possui peculiaridades decorrentes de recursos limitados para o ensino e pesquisa, da baixa escolaridade média da população, da desigualdade regional, da má distribuição de renda, das dificuldades de acesso e permanência de estudantes na universidade, entre outros (SESU, 2015).

De acordo com a Declaração Universal de Direitos Humanos, o acesso à educação superior deve ser acessível a todos, e o único critério admissível é o mérito do candidato, de seu esforço e determinação pessoal para ingressar em uma universidade. A garantia da isonomia no acesso e permanência na educação superior é obtida revertendo o quadro no qual ir à universidade é opção reservada

às elites, não se admitindo qualquer discriminação com base em raça, sexo, idioma, religião ou em condições econômicas, culturais e sociais, ou incapacidades físicas (SESU, 2015).

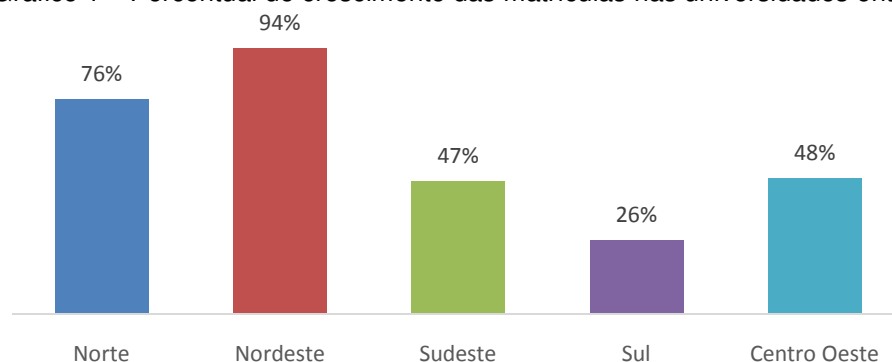
Como foi mencionado anteriormente, o PNE (2001-2010) determinou como meta a oferta de educação superior para pelo menos 30% da faixa etária de 18 a 24 anos até o final da década 20. Um dos resultados foi que o MEC ao analisar o período de 2003-2013 identificou que cerca de 5% (9.306.877) da população brasileira atual concluiu o ensino superior no período, um dado significativo para um país, onde, segundo o último Censo do IBGE, apenas 11% possuem este nível acadêmico (SESU, 2015).

2.3.1 Interiorização

O desenvolvimento de uma região está diretamente ligado aos investimentos locais. Incentivando à educação, principalmente superior, leva ao local de implantação um crescimento acelerado que ocorre pela necessidade de o meio se adequar à nova realidade local, como o aumento da demanda de docentes, técnicos e discentes no local (SESU, 2015).

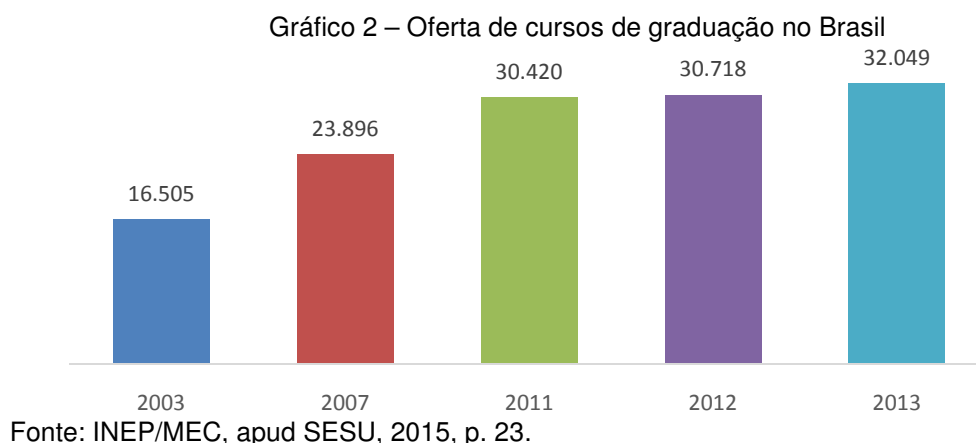
Um reflexo dos investimentos na interiorização da universidade pública e nas políticas de democratização do acesso desenvolvidas pelo governo federal é que entre 2003 e 2013, as regiões Norte e Nordeste, consideradas as regiões mais carentes de ensino superior, apresentaram expansão significativa da oferta. O percentual de crescimento das matrículas na região Nordeste, de 94%, correspondeu ao dobro do registrado para o Sudeste e mais do triplo daquele registrado na região Sul.

Gráfico 1 – Percentual de crescimento das matrículas nas universidades entre 2003 e 2013



Fonte: INEP/MEC, apud SESU, 2015, p. 21.

No mesmo período, as ofertas de cursos de graduação evoluíram de 16.505 opções para 32.049, isso representa um crescimento de 94%. Este crescimento foi significativo tanto no setor privado quanto no setor público, representando respectivamente 96,4% e 91,6%. Vale ressaltar que uma parte significativa das novas vagas e cursos foram ofertados no período noturno (SESU, 2015).



2.3.2 Expansão

As universidades federais contribuem ativamente para o desenvolvimento científico e tecnológico do país. A partir de 2007, passaram por um processo de reestruturação e expansão cujo objetivo principal foi ampliar o acesso e a permanência na educação superior. O processo englobou três frentes de ação: a interiorização, iniciada em 2003, e posteriormente a integração e a regionalização da educação superior (SESU, 2015).

O governo federal com o Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (REUNI) adotou uma série de medidas para retomar o crescimento do ensino superior público, criando condições para a expansão física, acadêmica e pedagógica da rede federal de educação superior. O propósito do programa foi diminuir as desigualdades sociais no país através do aumento de vagas nos cursos de graduação, da ampliação da oferta de cursos noturnos, a promoção de inovações pedagógicas e o combate à evasão, entre outras ações que podem ser percebidos na tabela abaixo (SESU, 2015).

Tabela 3 – Panorama da expansão universitária

	2002	2014
Universidades Federais	45	63
Câmpus	148	321
Cursos Graduação Presencial	2.047	4.867
Vagas Graduação Presencial	113.263	245.983
Matrículas Graduação Presencial	500.459	932.263
Matrículas Educação a Distância	11.964	83.605
Matrículas Pós-Graduação	48.925	203.717

Fonte: CENSO/2013-Inep, apud SENSU, 2015, p. 31.

A expressiva expansão global de 117% no número de vagas ocorrida em uma década não encontra paralelo em história da existência do ensino superior no Brasil. O número de IFES foi ampliado em 31%, a graduação presencial em 86% e o número de matrículas em 86%. Por sua vez, a pós-graduação apresentou um crescimento de 316%.

2.3.3 Ampliação da rede de universidades federais

A partir de 2003, a interiorização proporcionou uma expansão de vagas públicas, diferente do tradicional modelo de oferta de vagas nas capitais, elevando o número de municípios atendidos por universidades federais de 114 para 289 municípios, o que representou um crescimento de 153% (SESU, 2015).

Tabela 4 – Expansão da educação superior nas universidades federais por região

REGIÃO	IFES			CÂMPUS		
	2002	2014	% de crescimento	2002	2014	% de crescimento
NORTE	8	10	25%	24	56	133%
NORDESTE	12	18	50%	30	90	200%
SUL	6	11	83%	29	63	117%
SUDESTE	15	19	27%	46	81	76%
CENTRO-OESTE	4	5	25%	19	31	63%
TOTAL	45	63	-	148	321	-

Fonte: SIMEC/MEC, apud SENSU, 2015, p. 34.

A expansão trouxe um expressivo crescimento não somente das universidades federais, mas também de campus no interior do país. De 2002 a 2014, houve um salto de 45 para 63 universidades federais, o que representa a ampliação de 40%, e de 148 para 321 campus, um crescimento de 117%. O maior aumento de campus ocorreu na região nordeste, com crescimento de 200%, seguido da região norte, com crescimento de 133%.

2.3.4 Auxílio ao ingresso e permanência

Para alguns grupos ingressar na instituição de ensino superior consiste em um esforço excepcional. É o caso, muitas vezes, do egresso da escola pública, cuja formação no ciclo básico não lhe permite concorrer em condições de igualdade nos vestibulares com os alunos advindos da escola privada. Como também, determinados grupos étnicos largamente subrepresentados: pretos, pardos e indígenas. Para que estes estudantes tenham acesso às universidades, é preciso que se construam políticas públicas específicas, como auxílio financeiro, conferência de bônus, vantagens ou cotas que diminuam as diferenças entre os componentes desses grupos e os demais estudantes (SESU, 2015).

A chamada Lei de Cotas nº 12.711/2012, sancionada em agosto deste ano, garante a reserva de 50% das matrículas por curso e turno nas 59 universidades federais e 38 institutos federais de educação, ciência e tecnologia para alunos oriundos integralmente do ensino médio público, em cursos regulares ou da educação de jovens e adultos. Os demais 50% das vagas permanecem para ampla concorrência (SESU, 2015).

O Decreto nº 7.824/2012 define as condições gerais de reservas de vagas, estabelece a sistemática de acompanhamento das reservas de vagas e a regra de transição para as instituições federais de educação superior. A Portaria Normativa do MEC nº 18/2012 estabelece os conceitos básicos para aplicação da lei, prevê as modalidades das reservas de vagas e as fórmulas para cálculo, fixa as condições para concorrer às vagas reservadas e estabelece a sistemática de preenchimento das vagas reservadas (SESU, 2015).

As modalidades reservas às cotas (50% do total de vagas da instituição) serão subdivididas: metade para estudantes de escolas públicas com renda familiar bruta igual ou inferior a um salário mínimo e meio per capita e metade para estudantes de escolas públicas com renda familiar superior a um salário mínimo e meio. Em ambos os casos, também será levado em conta percentual mínimo correspondente ao da soma de pretos, pardos e indígenas no estado, de acordo com o último censo demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (SESU, 2015).

3 METODOLOGIA

A análise processou-se de acordo com o banco de dados obtido junto a COPAC com data de referência da base dos dados em 16 de outubro de 2015. Trata-se de dados dos alunos matriculados ou que concluíram a graduação, na modalidade presencial e à distância, no período de 2015.1 da UFS.

Os dados foram tratados no software SPSS for Windows Versão 21 e no software R for Windows Versão 3.2.2. As técnicas estatísticas utilizadas foram os testes de hipóteses não paramétricos: teste Qui-Quadrado de aderência, teste Qui-Quadrado de associação, teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov, teste de Wilcoxon-Mann-Whitney, teste de Kruskal-Wallis e comparações múltiplas entre tratamentos proposto por Dunn. O nível de significância adotado foi de 5%.

Lourival Santana Santos, atual chefe do Departamento de História, diz que existem diferenças significativas entre as modalidades presenciais e à distância. Cada modalidade apresenta um Projeto Político/Pedagógico de Curso (PPPC) diferente. O que significa que as metodologias de ensino/aprendizagem aplicadas, os conteúdos ministrados e o material didático são diferentes, cada uma recorre a um conjunto de mídias compatíveis com a proposta e com o contexto socioeconômico do público alvo. O perfil dos alunos, o regime de tempo e espaço também são diferentes. Cada modalidade tem perfil de aluno distinto e, na modalidade à distância o aluno define o seu tempo e seu espaço de estudo enquanto no presencial estas categorias são impostas (UFS, 2013).

O Departamento de Assuntos Acadêmicos (DAA), “A Média Geral Ponderada (MGP) é calculada multiplicando-se a média de cada disciplina cursada na UFS com aprovação pelo respectivo número de créditos e dividindo-se a soma destes produtos pela soma dos créditos” (UFS, 2011c). Vale frisar que nesse cálculo não entram as disciplinas: com reprovação, trancadas, cursadas fora da UFS e cursadas na UFS quando o aluno fazia outro curso.

O Índice de Regularidade (IREG) é definido pelo DAA como:

O Índice de Regularidade (IREG) corresponde ao quociente entre a média dos créditos cursados pelo aluno a partir do seu ingresso na UFS no curso atual (CMA) e a média dos créditos que devem ser cursados para integralizar o currículo do curso no tempo padrão (CMC). [...] O CMA é calculado pelo quociente entre a soma dos créditos cursados pelo aluno (CA) e o número de semestres letivos freqüentados a partir do seu ingresso

no curso. O CMC é expresso pelo quociente entre o total de créditos do curso e o número de períodos letivos do currículo no tempo padrão. No cálculo do CA serão levados em conta apenas os componentes curriculares que estão sendo efetivamente utilizados para a integralização do curso, não sendo considerados os componentes extracurriculares que figuram no histórico como créditos cursados (UFS, 2011b).

Na análise deste trabalho não serão considerados alunos da modalidade à distância, bem como os alunos ingressantes porque esses têm IREG e MGP zero.

Vale frisar que na UFS a MGP, que consiste na média das disciplinas nas quais o aluno obteve sucesso, não avalia satisfatoriamente o desempenho acadêmico do aluno quanto o IREG, que mede a relação entre o número de créditos que o aluno realmente cursou e dos que deveria cursar. A MGP de um aluno é mais alta quando seu cálculo é baseado em poucas disciplinas do que com muitas. E isso acaba favorecendo alunos que cursam poucas matérias por período, tendo mais tempo para se dedicar a elas ou os alunos que das poucas aprovações que obteve, suas médias foram altas. Mas nesses casos seu IREG será bem mais baixo do que os alunos que cursam o número ideal de disciplinas por período e são aprovados com médias mais baixas. Ambas variáveis são fundamentais para calibrar o perfil do estudante.

A UFS aderiu ao Programa de Ações Afirmativas (PAAF) no vestibular de 2010, e esse sistema de reserva de vagas destina 50% das cadeiras a estudantes de escolas públicas municipais, estaduais ou federais. Destas, 70% são reservadas a estudantes que se auto-declaram pardos, índios ou afro-descendentes, correspondendo a 35% do total de vagas. Já no vestibular de 2013 a UFS atendendo à Lei nº 12.711/2012, adere a Lei de Cotas que foi instituída em agosto de 2012 (UFS, 2012b). A fim de analisar os impactos da adoção das cotas na UFS, faremos uma comparação entre alunos cotistas e não cotistas.

Para poder se ter uma melhor análise em relação aos cursos, facilitando uma visualização global, neste trabalho não se fez distinção entre turnos (Manhã, tarde e noite) ou modalidade (bacharelado e licenciatura) dos cursos.

Na tabela 5 a seguir permite visualizar as variáveis, com suas respectivas respostas possíveis, que serão utilizados nesse trabalho.

Tabela 5 – Descrição das variáveis

(continua)

Variável	Possíveis respostas
Sexo	Feminino Masculino
Idade	De 16 a 75 anos
Raça declarada	Amarela Branca Indígena Parda Preta
Rede de ensino de origem	Privada Pública
Cotas	Com reserva: cotista Com reserva: não cotista Sem reserva de vagas
Região por UF de naturalidade	Local: SE Nordeste: AL, BA, CE, MA, PB, PE, PI e RN Norte: AC, AM, AP, PA, RO, RR e TO Centro-Oeste: DF, GO, MS e MT Sudeste: ES, MG, RJ e SP Sul: PR, RS e SC
MGP	De 0 e 10,0
MGP categorizada	MGP Insatisfatória: 0. OBS: Não existe valores entre 0 e 4,9 MGP Média: de 5,0 a 7,4 MGP Alta: de 7,5 a 10,0
IREG	Entre 0 e 1,917
IREG categorizado	Regularidade muito baixa: de 0 a 0,249 Regularidade baixa: de 0,250 a 0,499 Regularidade média: de 0,500 a 0,749 Regularidade alta: de 0,750 a 0,999 Regularidade muito alta: de 1 a 1,917
Número de períodos trancados categorizados	Nenhuma vez Uma vez Mais de uma vez
Municípios dos campi	São Cristóvão Aracaju Itabaiana Lagarto Laranjeiras
Centros e Campus	CCAA CCBS CCET CCSA CECH CAMPUS ARACAJU CAMPUS ITABAIANA CAMPUS LAGARTO CAMPUS LARANJEIRAS
CCBS por cursos	Ciências Biológicas Ecologia Educação Física Farmácia Nutrição
CCSA por cursos	Administração Biblioteconomia e Documentação Ciências Contábeis Ciências Econômicas Direito Relações Internacionais Secretariado Executivo Serviço Social Turismo

(continuação)

Variável	Possíveis Respostas
CCAA por cursos	Engenharia Agrícola Engenharia Agrônômica Engenharia De Pesca Engenharia Florestal Medicina Veterinária Zootecnia
CECH por cursos	Artes Visuais Ciências da Religião Ciências Sociais Comunicação Social – Audiovisual Comunicação Social – Jornalismo Comunicação Social - Publicidade E Propaganda Comunicação Social – Radialismo Design Gráfico Filosofia Geografia História Letras – Espanhol Letras – Inglês Letras – Libras Letras - Língua Portuguesa Letras - Português E Espanhol Letras - Português E Francês Letras - Português E Inglês Música Psicologia Teatro
CCET por cursos	Ciência da computação Ciências atuariais Engenharia ambiental e sanitária Engenharia civil Engenharia de alimentos Engenharia de computação Engenharia de materiais Engenharia de petróleo Engenharia de produção Engenharia elétrica Engenharia eletrônica Engenharia mecânica Engenharia química Estatística Física Física médica Geologia Matemática Matemática aplicada e computacional Química Química industrial Sistemas de informação
CAMPUS ARACAJU por cursos	Enfermagem Fisioterapia Fonoaudiologia Medicina Odontologia
CAMPUS LAGARTO por cursos	Enfermagem Farmácia Fisioterapia Fonoaudiologia Medicina Nutrição Odontologia Terapia Ocupacional

(conclusão)

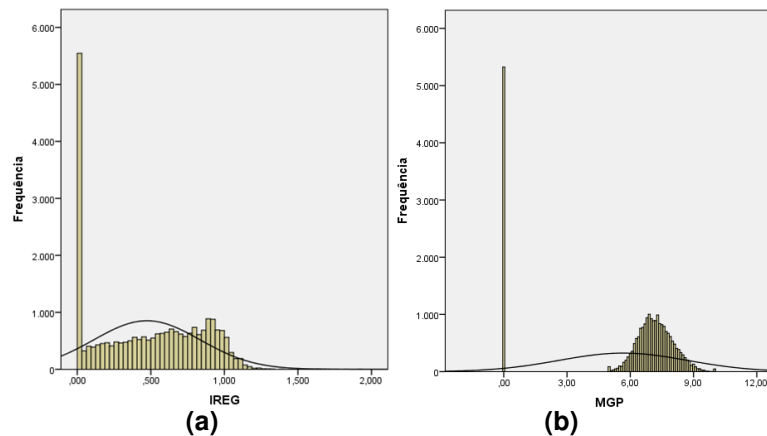
Variável	Possíveis Respostas
CAMPUS LARANJEIRAS por cursos	Arqueologia Arquitetura e Urbanismo Dança Museologia
CAMPUS ITABAIANA por cursos	Administração Ciências Biológicas Ciências Contábeis Física Geografia Letras - Língua Portuguesa Matemática Pedagogia Química Sistemas de Informação

Fonte: Elaborada pela autora

Neste trabalho serão feitos cruzamentos entre essas variáveis discriminadas, mas apenas os que tiveram resultados significativos serão apresentados no capítulo a seguir.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

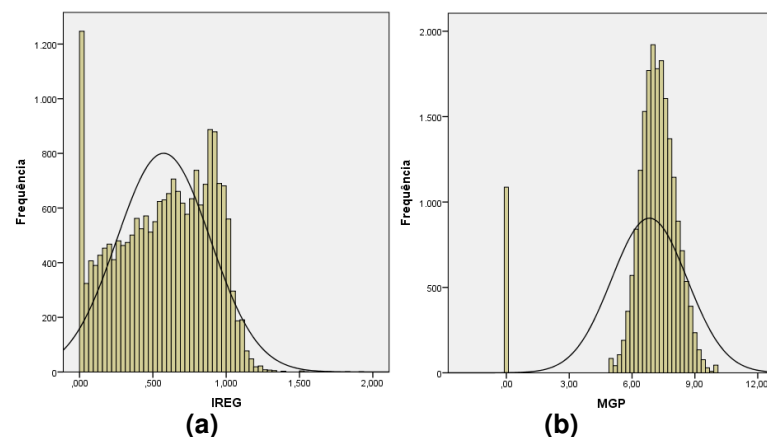
Para obter o perfil dos alunos na UFS foram levados em consideração diversos aspectos, dentre os quais: sexo, idade, raça, rede de ensino, cotas, naturalidade, IREG e MGP. O histograma do IREG e da MGP foi utilizado para observar a normalidade na distribuição e identificar se estas variáveis têm o mesmo comportamento, uma vez que a reprovação afeta negativamente o IREG, mas não afeta o MGP. Na Figura 4a do IREG e 4b da MGP percebe-se que a quantidade de escores zero está alta, influenciando os resultados da média e do desvio padrão. Isso se deve ao fato de que os alunos ingressantes ainda não possuem IREG e MGP, com isso são atribuídos zero a eles.



Fonte: Saída do Software R

Figura 4 – Histograma do IREG e MGP com os alunos ingressantes

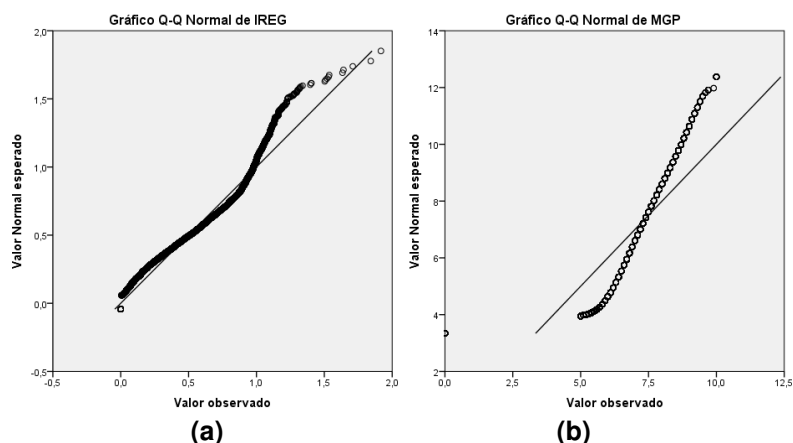
Na Figura 5a do IREG e 5b da MGP em que são excluídos os ingressantes, a distribuição dos dados melhora, mas demonstram a não normalidade dos dados.



Fonte: Saída do Software R

Figura 5 – Histograma do IREG e MGP sem os alunos ingressantes

O Quantil-Quantil dos alunos da UFS sem os ingressantes pode ser observado na Figura 6a para o IREG e 6b para a MGP. Nela pode-se observar que não teve uma boa aderência dos dados à distribuição normal, ou seja, os valores observados se distanciam da reta de referência que representa os valores esperados caso se tenha uma distribuição normal.



Fonte: Saída do Software R

Figura 6 – Quantil-Quantil do IREG e MGP sem os alunos ingressantes

O teste de Kolmogorov-Smirnov de uma amostra, apresentado na Figura 7, foi aplicado nestas variáveis contínuas, cuja hipótese nula dos dados tem distribuição normal. Através dos resultados obtidos, a partir da amostra ($N = 24.771$) e nível de significância de 5% concluímos que há evidências para rejeitar H_0 , ou seja, estas variáveis contínuas não possuem distribuição normal, o que justifica a aplicação dos testes não paramétricos.

Um teste Kolmogorov-Smirnov de uma amostra

		IREG	MGP
N		24771	24771
Normal	Média	0,47379	5,6618
Parameters ^{a,b}	Desvio padrão	0,362192	3,05161
	Absoluto	0,122	0,287
Most Extreme	Positive	0,122	0,183
Differences	Negative	-0,095	-0,287
Kolmogorov-Smirnov Z		19,21	45,191
Sig. Assint. (2 caudas)		0	0

a. A distribuição do teste é Normal.

b. Calculado dos dados.

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 7 – Teste de Kolmogorov-Smirnov para o IREG e MGP

Vale ressaltar que os testes não paramétricos se baseiam na ordenação (ranks) dos dados e não em seu valor intrínseco. Com objetivo de identificar a média dos postos do IREG e da MGP e classificá-los em uma escala que partirá do menor para o maior, no qual os grupos que possuem diferenças esperadas ficarão juntos e os que possuem diferenças significativas separados, aplicamos o teste de Kruskal Wallis para identificar se pelo menos um dos grupos é diferente e, em seguida o teste de Dunn bilateral para obter quais pares de grupos são estatisticamente diferentes.

A partir da amostra ($N = 20.473$) e nível de significância de 5% rejeitamos a hipótese nula do teste de Kruskal-Wallis que todas as médias dos postos dos municípios são idênticos, tanto do IREG quanto da MGP.

Classificações

Município	IREG		Município	MGP	
	N	Mean Rank		N	Mean Rank
Lagarto	911	12777,58	Aracaju	1392	12895,47
Aracaju	1392	11886,59	Laranjeiras	595	11242,16
Laranjeiras	595	11187,81	Lagarto	911	10285,02
Itabaiana	2043	11008,71	Itabaiana	2043	10213,91
São Cristóvão	15532	9802,22	São Cristóvão	15532	9960,46
Total	20473		Total	20473	

Test Statistics^{a,b}

	IREG	MGP
Qui-quadrado	411,128	333,392
df	4	4
Significância Assintótica	,000	,000

a. Kruskal Wallis Test

b. Variável de agrupamento: município

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 8 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por municípios

Para descobrir quais pares de grupos possuem diferenças estatisticamente significativas, aplicamos a teste de Dunn com a hipótese nula que a mediana entre dois grupos são iguais. A Figura 9a mostra os resultados do teste de Dunn para o IREG e a Figura 9b para a MGP. A partir da amostra ($N = 20.473$) e nível de significância de 5%, no IREG não rejeitamos a hipótese nula apenas entre Laranjeiras e Itabaiana, ou seja, todos os campi possuem diferenças significativas, exceto estes dois municípios. Na MGP, o par Lagarto e Itabaiana, e o par Lagarto e São Cristóvão são idênticos. Ao ordenar as médias de postos, observamos que

Itabaiana fica entre eles. Além disso, a diferença entre o *p*-valor e o nível de significância entre Lagarto e São Cristovão é de apenas 0,0035, por isso vamos rejeitar a hipótese nula evitando assim o erro do tipo II.

```
> dunn.test(ireg,municipio)
Kruskal-wallis rank sum test

data: ireg and municipio
Kruskal-wallis chi-squared = 411.1277, df = 4, p-value = 0
```

```
> dunn.test(mgp,municipio)
Kruskal-wallis rank sum test

data: mgp and municipio
Kruskal-wallis chi-squared = 333.3922, df = 4, p-value = 0
```

Col Mean- Row Mean	Aracaju	Itabaian	Lagarto	Laranjei
Itabaian	4.274250 0.0000			
Lagarto	-3.537806 0.0002	-7.513043 0.0000		
Laranjei	2.414084 0.0079	-0.650566 0.2577	5.103526 0.0000	
Scristóv	12.60636 0.0000	8.674735 0.0000	14.76909 0.0000	5.612592 0.0000

(a)

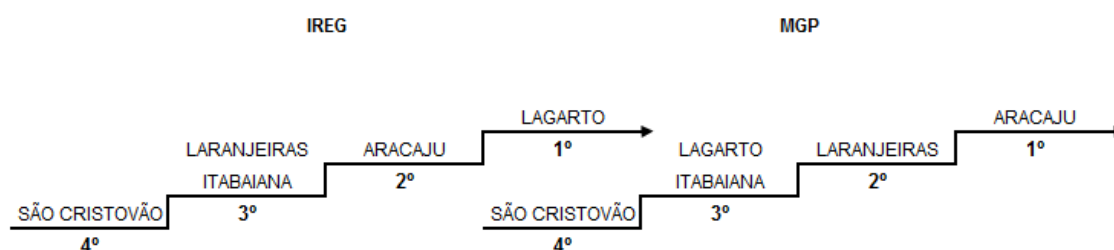
Col Mean- Row Mean	Aracaju	Itabaian	Lagarto	Laranjei
Itabaian	13.06365 0.0000			
Lagarto	10.37129 0.0000	-0.302230 0.3812		
Laranjei	5.715052 0.0000	-3.737151 0.0001	-3.074432 0.0011	
Scristóv	17.76144 0.0000	1.823390 0.0341	1.612024 0.0535	5.194797 0.0000

(b)

Fonte: Saída do Software R

Figura 9 – Teste de Dunn para o IREG e MGP por municípios

A partir das informações obtidas na Figura 8 e 9 montamos a escala de postos na figura 10. O IREG e a MGP de Itabaiana e São Cristovão permaneceram nas mesmas posições, com 3º e 4º lugar respectivamente. A posição de Laranjeiras no IREG é maior que na MGP, sendo 3º e 2º lugar respectivamente. Aracaju apresentou o mesmo comportamento, ficando no IREG em 2º e na MGP em 1º lugar. Lagarto teve o comportamento inverso, no IREG está na 1ª posição e na MGP em 3ª.



Fonte: Elaborada pela autora

Figura 10 – Escala de posição dos postos para o IREG e MGP por municípios

Desmembramos a sede da UFS em seus centros acadêmicos e comparamos o IREG e a MGP deles com os campi fora da sede, na tentativa de identificar se os centros permanecerão em último lugar ou se terá algum que mude de posição. No resultado obtido no teste de Kruskal-Wallis para o IREG e da MPG por centros e campi, a partir da amostra (N = 20.473) e nível de significância de 5% há evidências

rejeitar a hipótese nula da mediana dos centros e campi serem idênticas, tanto para o IREG quanto para a MGP, ou seja, existem diferenças estatisticamente significativas entre a média de postos dos centros e campi. Através da Figura 11 também podemos visualizar os valores em ordem decrescente das médias de postos que cada centro e campi possuem.

Classificações

Centros e Campi	IREG		Centros e Campi	MGP	
	N	Mean Rank		N	Mean Rank
LAGARTO	911	12777,58	CECH	4542	13451,53
ARACAJU	1392	11886,59	ARACAJU	1392	12895,47
LARANJEIRAS	595	11187,81	LARANJEIRAS	595	11242,16
ITABAIANA	2043	11008,71	CCSA	3048	11031,54
CECH	4542	10830,01	LAGARTO	911	10285,02
CCSA	3048	10790,27	ITABAIANA	2043	10213,91
CCBS	1502	10326,89	CCBS	1502	9419,35
CCAA	1166	8995,27	CCET	5274	7176,52
CCET	5274	8375,03	CCAA	1166	6850,82
Total	20473		Total	20473	

Test Statistics^{a,b}

	IREG	MGP
Qui-quadrado	974,871	3528,041
df	8	8
Significância Assintótica	,000	,000

a. Kruskal Wallis Test

b. Variável de agrupamento: centro e campi

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 11 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por centros e campi

Os resultados do teste de Dunn para o IREG, a partir da amostra (N = 20.473) e nível de significância de 5% não rejeitamos a hipótese nula entre: Laranjeiras e Itabaiana, Laranjeiras e CECH, Itabaiana e CECH, Laranjeiras e CCSA, Itabaiana e CCSA, e CECH e CCSA, ou seja, os campi de Laranjeiras, Itabaiana e os centros CECH e CCSA não possuem diferenças significativas entre si.

```
> dunn.test(ireg,centro)
Kruskal-wallis rank sum test

data: ireg and centro
Kruskal-wallis chi-squared = 974.8712, df = 8, p-value = 0
```

Comparison of ireg by centro (No adjustment)						
Col Mean- Row Mean	ARACAJU	CCAA	CCBS	CCET	CCSA	CECH
CCAA	12.32386 0.0000					
CCBS	7.093802 0.0000	-5.773017 0.0000				

(continuação)

(conclusão)

CCET	19.71920 0.0000	3.243171 0.0006	11.29273 0.0000			
CCSA	5.734631 0.0000	-8.820752 0.0000	-2.487178 0.0064	-17.96206 0.0000		
CECH	5.835864 0.0000	-9.456634 0.0000	-2.860217 0.0021	-20.52136 0.0000	-0.287176 0.3870	
ITABAIAN	4.274250 0.0000	-9.282570 0.0000	-3.394386 0.0003	-17.10142 0.0000	-1.292699 0.0981	-1.135097 0.1282
LAGARTO	-3.537806 0.0002	-14.47367 0.0000	-9.874960 0.0000	-20.76325 0.0000	-8.905754 0.0000	-9.077989 0.0000
LARANJEI	2.414084 0.0079	-7.363891 0.0000	-3.007389 0.0013	-11.00561 0.0000	-1.500891 0.0667	-1.388680 0.0825
Col Mean- Row Mean		ITABAIAN	LAGARTO			
LAGARTO	-7.513043 0.0000	2.414084 0.0079				
LARANJEI	-0.650566 0.2577	5.103526 0.0000				

Fonte: Saída do Software R

Figura 12 – Teste de Dunn para o IREG por centros e campi

Com os resultados obtidos na MGP não rejeitamos a hipótese nula apenas entre o campus Laranjeiras e o centro CCSA e, entre os campi Lagarto e Itabaiana.

```
> dunn.test(mgp,centro)
Kruskal-wallis rank sum test
data: mgp and centro
kruskal-wallis chi-squared = 3528.0411, df = 8, p-value = 0
```

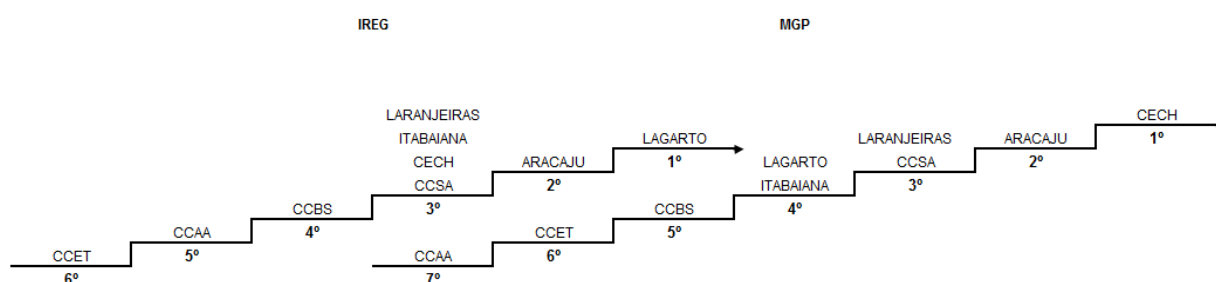
		Comparison of mgp by centro (No adjustment)					
Col Mean- Row Mean		ARACAJU	CCAA	CCBS	CCET	CCSA	CECH
CCAA	25.77958 0.0000						
CCBS	15.81927 0.0000	-11.14196 0.0000					
CCET	32.13362 0.0000	-1.704033 0.0442	12.98377 0.0000				
CCSA	9.755577 0.0000	-20.55635 0.0000	-8.658405 0.0000	-28.68639 0.0000			
CECH	-3.073063 0.0011	-34.04138 0.0000	-22.93622 0.0000	-52.48396 0.0000	-17.49886 0.0000		
ITABAIAN	13.06365 0.0000	-15.51396 0.0000	-3.957976 0.0000	-19.73441 0.0000	4.841516 0.0000	20.57744 0.0000	
LAGARTO	10.37129 0.0000	-13.14928 0.0000	-3.490246 0.0002	-14.66888 0.0000	3.347314 0.0004	14.76830 0.0000	
LARANJEI	5.715052 0.0000	-14.75744 0.0000	-6.371208 0.0000	-15.91701 0.0000	-0.795667 0.2131	8.579873 0.0000	
Col Mean- Row Mean		ITABAIAN	LAGARTO				
LAGARTO	-0.302230 0.3812	5.715052 0.0000					
LARANJEI	-3.737151 0.0001	-3.074432 0.0011					

Fonte: Saída do Software R

Figura 13 – Teste de Dunn para a MGP por centros e campi

A partir destas informações que foram apresentadas nas Figuras 11, 12 e 13 montamos a escala de postos na Figura 14. Comparando o IREG apresentado na Figura 10 onde tinham apenas os campi e o IREG apresentado na Figura 14, as últimas posições continuaram sendo ocupadas pelos centros de São Cristóvão. O

pior colocado foi o CCET na 6ª posição, os melhores foram CCSA e CECH que estão na 3ª e dividem a colocação com Itabaiana e Laranjeiras, que continuam inalterados, Aracaju e Lagarto também permanecem na mesma posição. Agora comparando a MGP também apresentada na Figura 10 com a MGP na Figura 14, Aracaju perde uma posição para o CECH que agora fica no 1º lugar. Nas últimas colocações estão CCBS em 5º, seguindo do CCET em 6º e o CCAA com 7º lugar. Lagarto e Itabaiana continuam juntos e perdem uma posição, ficando agora no 4º lugar. Laranjeiras também perde uma posição, agora ficando em 3º lugar e dividindo o posto com CCSA. Comparando apenas o IREG e a MGP da Figura 14, no IREG o CCAA que ocupa a penúltima colocação, está acima do CCET, na MGP eles invertem entre si as posições. Lagarto perde o posto de 1º lugar no IREG para o CECH na MGP, ficando no 4º lugar.



Fonte: Elaborada pela autora

Figura 14 – Escala de posição dos postos para o IREG e MGP por centros e campi

Foi analisado também o comportamento do IREG e da MGP somente com os centros acadêmicos de São Cristóvão. O resultado obtido no teste de Kruskal-Wallis para o IREG e a MPG por centros, a partir da amostra ($N = 15.532$) e nível de significância de 5% rejeitamos a hipótese nula das medianas dos centros serem idênticas, tanto para o IREG quanto para a MGP, ou seja, existem diferenças estatisticamente significantes entre a média de postos dos centros. Podemos visualizar os valores das médias dos postos que cada centro acadêmico representa em São Cristóvão.

Classificações

Centros	IREG		Centros	MGP	
	N	Mean Rank		N	Mean Rank
CECH	4542	8562,48	CECH	4542	10397,48
CCSA	3048	8529,46	CCSA	3048	8593,13

(continuação)

			(conclusão)		
CCBS	1502	8174,81	CCBS	1502	7381,96
CCAA	1166	7157,83	CCET	5274	5651,22
CCET	5274	6658,34	CCAA	1166	5420,13
Total	15532		Total	15532	

Test Statistics^{a,b}

	IREG	MGP
Qui-quadrado	587,570	3175,726
df	4	4
Significância Assintótica	,000	,000

a. Kruskal Wallis Test

b. Variável de agrupamento: centros

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 15 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por centros

Os resultados obtidos na Figura 16a do IREG, a partir da amostra (N = 15.532) e nível de significância de 5% não rejeitamos a hipótese nula entre o CECH e CCSA, ou seja, são os únicos centros de São Cristóvão que não possuem diferenças significativas entre si. Nos resultados obtidos na MGP da Figura 16b, todos os centros apresentaram diferenças significativas.

```
> dunn.test(ireg,centro)
Kruskal-wallis rank sum test
data: ireg and centro
Kruskal-wallis chi-squared = 587.5704, df = 4, p-value = 0
```

```
> dunn.test(mgp,centro)
Kruskal-wallis rank sum test
data: mgp and centro
Kruskal-wallis chi-squared = 3175.7265, df = 4, p-value = 0
```

Comparison of ireg by centro (No adjustment)				
Col	Mean-			
Row	Mean			
		CCAA	CCBS	CCET
CCBS	-5.811528 0.0000			
CCET	3.442627 0.0003	11.56481 0.0000		
CCSA	-8.884507 0.0000	-2.509136 0.0061	-18.34223 0.0000	
CECH	-9.543044 0.0000	-2.905025 0.0018	-20.98035 0.0000	-0.314572 0.3765

(a)

Comparison of mgp by centro (No adjustment)				
Col	Mean-			
Row	Mean			
		CCAA	CCBS	CCET
CCBS	-11.21742 0.0000			
CCET	-1.593671 0.0555	13.20658 0.0000		
CCSA	-20.56455 0.0000	-8.573935 0.0000	-28.85577 0.0000	
CECH	-33.83521 0.0000	-22.60986 0.0000	-52.32602 0.0000	-17.19773 0.0000

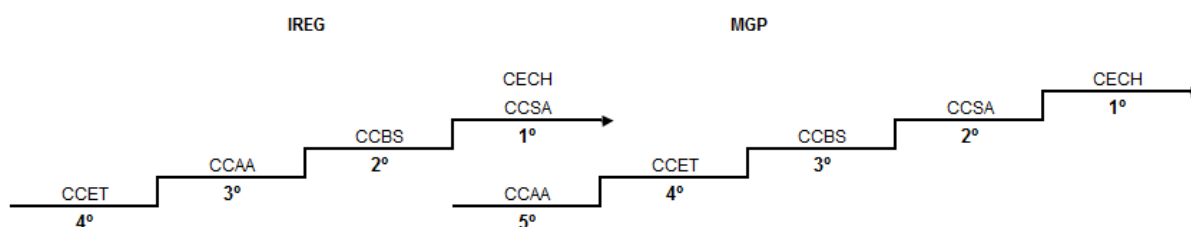
(b)

Fonte: Saída do Software R

Figura 16 – Teste de Dunn para o IREG e MGP por centros

A partir das informações apresentadas nas Figuras 15 e 16 montamos a escala de postos na Figura 17. Comparando a Figura 14 onde os centros acadêmicos estavam junto com os campi e a Figura 17, os centros continuam nas últimas posições no IREG e na MGP apenas acrescentou-se entre o CCBS e o CCSA uma colocação para Lagarto e Itabaiana, e entre CCSA e CECH a posição de Aracaju. Em relação a Figura 17, a posição do CCET no IREG é invertida na MGP,

saindo do último lugar para o penúltimo. O CCBS no IREG perde uma posição na MGP, saindo do 2º lugar para o 3º. E o CCSA que dividia o 1º lugar com o CECH no IREG, desce uma posição na MGP, ficando em 2º.



Fonte: Elaborada pela autora

Figura 17 – Escala de posição dos postos para o IREG e MGP por centros

Para mais esclarecimentos sobre as causas que fazem um centro ou um campus ter um IREG ou uma MGP melhor que o outro, serão analisados o IREG e a MGP pelos cursos de cada centro ou campus. Dessa forma, poderemos determinar se há diferenças significativas entre os cursos de cada centro ou campi, e principalmente, visualizar quais os melhores cursos entre seus centros e campi. O campus de São Cristóvão não será analisado como um todo, mas sim através dos seus centros acadêmicos. O resultado obtido do teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MPG por cursos do campus Aracaju, a partir da amostra (N = 1.392) e nível de significância de 5% rejeitamos a hipótese nula da mediana dos cursos serem idênticos, tanto para o IREG quanto para a MGP.

Classificações					
Cursos	IREG		Cursos	MGP	
	N	Mean Rank		N	Mean Rank
ODONTOLOGIA	238	907,89	MEDICINA	477	945,46
FISIOTERAPIA	182	811,78	FONOAUDIOLOGIA	159	643,66
FONOAUDIOLOGIA	159	752,14	ENFERMAGEM	336	589,01
ENFERMAGEM	336	641,67	FISIOTERAPIA	182	521,66
MEDICINA	477	567,12	ODONTOLOGIA	238	518,27
Total	1392		Total	1392	

Test Statistics ^{a,b}		
	IREG	MGP
Qui-quadrado	139,507	291,375
df	4	4
Significância Assintótica	,000	,000

a. Kruskal Wallis Test

b. Variável de agrupamento: cursos

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 18 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do campus Aracaju

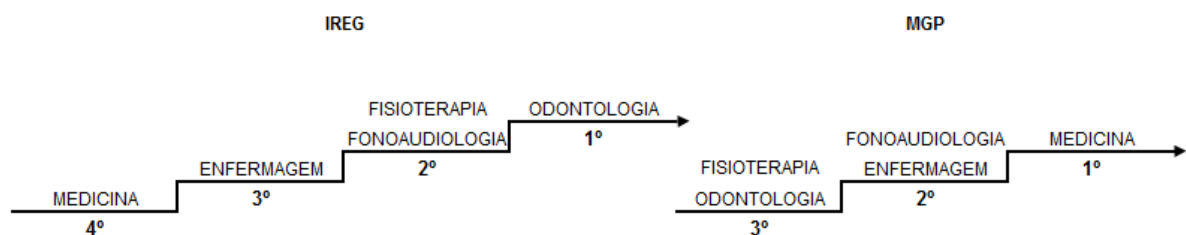
Com os resultados da Figura 19a no teste de Dunn para o IREG, a partir da amostra ($N = 1.392$) e nível de significância de 5% aceitamos a hipótese nula no IREG entre Fisioterapia e Fonoaudiologia, ou seja, apenas eles não apresentaram diferenças significativas. Nos resultados obtidos na MGP da Figura 19b, não rejeitamos a hipótese nula entre Fonoaudiologia e Enfermagem, e Odontologia e Fisioterapia.

<pre>> dunn.test(ireg,curso) Kruskal-wallis rank sum test data: ired and curso Kruskal-wallis chi-squared = 139.507, df = 4, p-value = 0</pre>					<pre>> dunn.test(mgp,curso) Kruskal-wallis rank sum test data: mgp and curso Kruskal-wallis chi-squared = 291.3752, df = 4, p-value = 0</pre>				
Comparison of ired by curso (No adjustment)					Comparison of mgp by curso (No adjustment)				
Col Mean- Row Mean	ENFERM	FISIO	FONO	MEDICINA	Col Mean- Row Mean	ENFERM	FISIO	FONO	MEDICINA
FISIO	-4.598032 0.0000				FISIO	1.821734 0.0342			
FONO	-2.855094 0.0022	1.366721 0.0859			FONO	-1.413356 0.0788	-2.797815 0.0026		
MEDICINA	2.604212 0.0046	6.986024 0.0000	5.026577 0.0000		MEDICINA	-12.45911 0.0000	-12.10928 0.0000	-8.204552 0.0000	
ODONTO	-7.817138 0.0000	-2.428168 0.0076	-3.782865 0.0001	-10.68242 0.0000	ODONTO	2.078851 0.0188	0.085907 0.4658	3.047787 0.0012	13.40075 0.0000

Fonte: Saída do Software R

Figura 19 – Teste de Dunn para o IREG e MGP por cursos do campus Aracaju

A partir das informações apresentadas nas Figuras 18 e 19 montamos a escala de postos na figura 20. Observamos que o curso de Odontologia e Medicina que no IREG estão nos extremos, sendo 1º e 4º lugar respectivamente invertem de posição na MGP. Uma justificativa para tal comportamento pode ser que os alunos do curso de Medicina ou se matriculam em poucas disciplinas e obtém aprovação com médias altas ou se matriculam em todas as disciplinas, mas passam em poucas com médias altas. O curso de Odontologia segue a direção inversa. O curso de Enfermagem sobe uma posição no IREG para a MGP, saindo do 3º para o 2º lugar, dividindo agora sua posição com Fonoaudiologia que permanece inalterado. O curso de Fisioterapia desce uma posição, saindo do 2º lugar no IREG para 3º na MGP.



Fonte: Elaborada pela autora

Figura 20 – Escala de posição dos postos para o IREG e MGP por cursos do campus Aracaju

Com o resultado obtido no teste de Kruskal-Wallis para o IREG e a MPG por cursos do campus Lagarto, a partir da amostra (N = 911) e nível de significância de 5% rejeitamos a hipótese nula da mediana dos cursos serem estatisticamente idênticos, tanto para o IREG quanto para a MPG.

Classificações

Cursos	IREG		Cursos	MGP	
	N	Mean Rank		N	Mean Rank
ENFERMAGEM	159	668,64	MEDICINA	137	632,66
TERAPIA OCUPACIONAL	106	559,95	ODONTOLOGIA	28	580,02
ODONTOLOGIA	28	546,46	ENFERMAGEM	159	558,47
FONOAUDIOLOGIA	96	519,71	FISIOTERAPIA	145	423,77
FISIOTERAPIA	145	430,81	FARMÁCIA	129	375,18
MEDICINA	137	367,16	NUTRIÇÃO	111	372,62
NUTRIÇÃO	111	327,94	TERAPIA OCUPACIONAL	106	366,88
FARMÁCIA	129	274,29	FONOAUDIOLOGIA	96	350,11
Total	911		Total	911	

Test Statistics^{a,b}

	IREG	MGP
Qui-quadrado	234,383	145,511
df	7	7
Significância Assintótica	,000	,000

a. Kruskal Wallis Test

b. Variável de agrupamento: cursos

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 21 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MPG por cursos do campus Lagarto

A partir da amostra (N = 911) e nível de significância de 5% não rejeitamos a hipótese nula no IREG entre Medicina e Nutrição, Farmácia e Nutrição, Fonoaudiologia e Odontologia, Fonoaudiologia e Terapia Ocupacional, e Odontologia e Terapia Ocupacional. Ao ordenar as médias de postos, observamos que Nutrição fica entre Medicina e Farmácia e estes dois apresentam diferenças significativas. Como a diferença entre o *p-valor* e o nível de significância entre Farmácia e Nutrição é de apenas 0,0035, vamos rejeitar a hipótese nula evitando assim o erro do tipo II.

```
> dunn.test(ireg,curso)
Kruskal-wallis rank sum test

data: ireg and curso
Kruskal-wallis chi-squared = 234.3832, df = 7, p-value = 0
```

```
Comparison of ireg by curso
(No adjustment)

Col Mean- |
Row Mean |   ENFERM   FARMÁCIA   FISIO   FONO   MEDICINA   NUTRIÇÃO
-----|-----
FARMÁCIA | 12.65593
          | 0.0000
```

(continuação)

(conclusão)

FISIO	7.876385 0.0000	-4.918016 0.0000				
FONO	4.382019 0.0000	-6.923996 0.0000	-2.569241 0.0051			
MEDICINA	9.835389 0.0000	-2.878656 0.0020	2.031696 0.0211	4.358554 0.0000		
NUTRIÇÃO	10.47550 0.0000	-1.575713 0.0575	3.102143 0.0010	5.232563 0.0000	1.168053 0.1214	
ODONTO	2.267074 0.0117	-4.964580 0.0000	-2.130620 0.0166	-0.473743 0.3178	-3.287799 0.0005	-3.929684 0.0000
T.O	3.296337 0.0005	-8.286657 0.0000	-3.843052 0.0001	-1.086270 0.1387	-5.667850 0.0000	-6.497122 0.0000
Col Mean- Row Mean		ODONTO				
T.O	-0.241414 0.4046					

Fonte: Saída do Software R

Figura 22 – Teste de Dunn para o IREG por cursos do campus Lagarto

Os resultados obtidos no teste de Dunn para a MGP por cursos do campus Lagarto, a partir da amostra (N = 911) e nível de significância de 5% não rejeitamos a hipótese nula na MGP entre Medicina e Odontologia, Odontologia e Enfermagem, mas rejeitamos a hipótese nula entre Medicina e Enfermagem. O que impossibilita o agrupamento entre eles. Outro grupo formado por Fisioterapia, Farmácia e Nutrição são estatisticamente idênticos, mas Nutrição também faz parte do grupo formado por Terapia Ocupacional e Fonoaudiologia. Além disso, Farmácia e Terapia Ocupacional estão em grupos diferentes, entre si são idênticos, como no caso dos cursos de Farmácia e Fonoaudiologia. Por esses motivos não foi possível agrupá-los em uma escala de ordenação dos postos.

```
> dunn.test(mgp,curso)
kruskal-wallis rank sum test

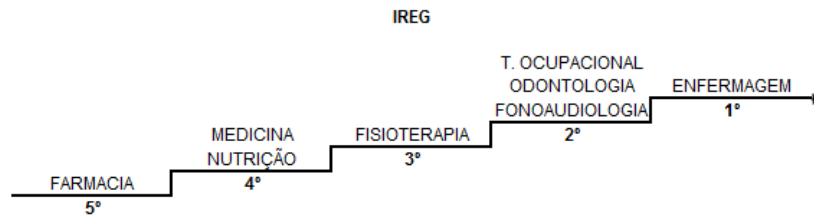
data: mgp and curso
Kruskal-wallis chi-squared = 145.5114, df = 7, p-value = 0
```

Comparison of mgp by curso (No adjustment)						
Col Mean- Row Mean	ENFERM	FARMÁCIA	FISIO	FONO	MEDICINA	NUTRIÇÃO
FARMÁCIA	5.883044 0.0000					
FISIO	4.461553 0.0000	-1.526858 0.0634				
FONO	6.131168 0.0000	0.707372 0.2397	2.129085 0.0166			
MEDICINA	-2.420815 0.0077	-7.982422 0.0000	-6.668389 0.0000	-8.073989 0.0000		
NUTRIÇÃO	5.714776 0.0000	0.075110 0.4701	1.542383 0.0615	-0.614332 0.2695	7.744750 0.0000	
ODONTO	-0.399969 0.3446	-3.736895 0.0001	-2.878985 0.0020	-4.071288 0.0000	0.965403 0.1672	-3.729984 0.0001
T.O	5.811113 0.0000	0.240695 0.4049	1.693007 0.0452	-0.452781 0.3254	7.814532 0.0000	0.160744 0.4361
Col Mean- Row Mean		ODONTO				
T.O	3.815126 0.0001					

Fonte: Saída do Software R

Figura 23 – Teste de Dunn para a MGP por cursos do campus Lagarto

A partir das informações obtidas nas Figuras 21, 22 e 23 montamos a escala de postos do IREG na Figura 24, onde observamos que Farmácia tem o pior IREG, Nutrição e Medicina ocupam o 4º, seguida por Fisioterapia. Terapia Ocupacional, Odontologia e Fonoaudiologia dividem a 2ª colocação, e enfermagem aparece com o melhor IREG do campus Lagarto.



Fonte: Elaborada pela autora

Figura 24 – Escala de posição dos postos para o IREG por cursos do campus Lagarto

Os resultados obtidos no teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MPG por cursos do campus Laranjeiras, a partir da amostra (N = 595) e nível de significância de 5% rejeitamos a hipótese nula da mediana dos cursos serem estatisticamente idênticos, tanto para o IREG quanto para a MGP.

Classificações

Cursos	IREG		Cursos	MGP	
	N	Mean Rank		N	Mean Rank
ARQUITETURA E URBANISMO	221	375,31	MUSEOLOGIA	102	346,80
DANÇA	133	266,10	ARQUITETURA E URBANISMO	221	335,84
ARQUEOLOGIA	139	264,87	DANÇA	133	289,69
MUSEOLOGIA	102	217,22	ARQUEOLOGIA	139	209,97
Total	595		Total	595	

Test Statistics^{a,b}

	IREG	MGP
Qui-quadrado	76,973	55,785
df	3	3
Significância Assintótica	,000	,000

a. Kruskal Wallis Test

b. Variável de agrupamento: cursos

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 25 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do campus Laranjeiras

Os resultados do teste de Dunn por cursos do campus Laranjeiras é apresentado na Figura 26a para o IREG e para a MGP na Figura 26b. No IREG por cursos do campus Lagarto, a partir da amostra (N = 595) e nível de significância de

5%, não rejeitamos a hipótese nula entre Arqueologia e Dança. Nos resultados para a MGP não rejeitamos a hipótese nula de Arquitetura e Museologia.

<pre>> dunn.test(ireg,curso) Kruskal-wallis rank sum test</pre>				<pre>> dunn.test(mgp,curso) Kruskal-wallis rank sum test</pre>			
data: ireg and curso				data: mgp and curso			
Kruskal-wallis chi-squared = 76.9733, df = 3, p-value = 0				Kruskal-wallis chi-squared = 55.7851, df = 3, p-value = 0			
Comparison of ireg by curso (No adjustment)				Comparison of mgp by curso (No adjustment)			
Col Mean- Row Mean	ARQUEOLO	ARQUITET	DANÇA	Col Mean- Row Mean	ARQUEOLO	ARQUITET	DANÇA
ARQUITET	-5.934850 0.0000			ARQUITET	-6.769461 0.0000		
DANÇA	-0.058866 0.4765	5.789275 0.0000		DANÇA	-3.826464 0.0001	2.448320 0.0072	
MUSEOLOG	2.126294 0.0167	7.683156 0.0000	2.160533 0.0154	MUSEOLOG	-6.110487 0.0000	-0.533315 0.2969	-2.526499 0.0058

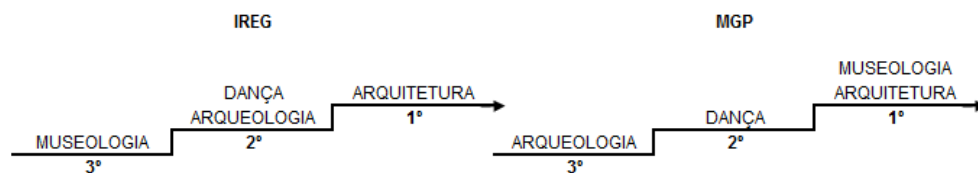
(a)

(b)

Fonte: Saída do Software R

Figura 26 – Teste de Dunn para o IREG e MGP por cursos do campus Laranjeiras

A partir das informações apresentadas nas Figuras 25 e 26 montamos a escala de postos para o IREG e MGP na Figura 27. O curso de Museologia ficou em último lugar no IREG, e na MGP ficou em 1º. Dança e Arquitetura permacem na mesma posição no IREG e na MGP. Arqueologia que divide a 2º posição com Dança no IREG, desce uma posição na MGP.



Fonte: Elaborada pela autora

Figura 27 – Escala de posição dos postos para o IREG e MGP cursos do campus Laranjeiras

O resultado observado no teste de Kruskal-Wallis para o IREG e a MPG por cursos do campus Itabaiana, a partir da amostra (N = 2.043) e nível de significância de 5% rejeitamos a hipótese nula da mediana dos cursos serem estatisticamente idênticos, tanto para o IREG quanto para a MGP.

Classificações					
Cursos	IREG		Cursos	MGP	
	N	Mean Rank		N	Mean Rank
GEOGRAFIA	165	1563,72	PEDAGOGIA	244	1625,96
PEDAGOGIA	244	1535,73	GEOGRAFIA	165	1432,22

(continuação)

(conclusão)					
CIÊNCIAS BIOLÓGICAS	194	1222,47	LETRAS - LÍNGUA PORTUGUESA	196	1250,41
LETRAS - LÍNGUA PORTUGUESA	196	1187,93	CIÊNCIAS BIOLÓGICAS	194	999,27
CIÊNCIAS CONTÁBEIS	271	1058,77	MATEMÁTICA	199	935,31
ADMINISTRAÇÃO	269	893,34	ADMINISTRAÇÃO	269	865,06
QUÍMICA	159	744,38	QUÍMICA	159	848,94
SISTEMAS DE INFORMAÇÃO	201	711,57	CIÊNCIAS CONTÁBEIS	271	818,83
FÍSICA	145	595,04	SISTEMAS DE INFORMAÇÃO	201	731,55
MATEMÁTICA	199	554,39	FÍSICA	145	642,75
Total	2043		Total	2043	

Test Statistics^{a,b}

	IREG	MGP
Qui-quadrado	668,014	543,954
df	9	9
Significância Assintótica	,000	,000

a. Kruskal Wallis Test

b. Variável de agrupamento: cursos

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 28 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do campus Itabaiana

No IREG por cursos do campus Itabaiana, a partir da amostra (N = 2.043) e nível de significância de 5% não rejeitamos a hipótese nula entre Geografia e Pedagogia, Ciências Biológicas e Letras – Língua Portuguesa, Química e Sistema de Informação, e Física e Matemática.

```
> dunn.test(ireg,curso)
Kruskal-wallis rank sum test

data: ireg and curso
Kruskal-wallis chi-squared = 668.014, df = 9, p-value = 0
```

		Comparison of ireg by curso (No adjustment)					
Col	Mean- Row Mean	ADMINIST	C. BIOLOG	C. CONTAB	FÍSICA	GEOGRAFI	L. PORTUG
C. BIOLOG		-5.924162 0.0000					
C. CONTAB		-3.258862 0.0006	2.950975 0.0016				
FÍSICA		4.908955 0.0000	9.690020 0.0000	7.641302 0.0000			
GEOGRAFI		-11.49395 0.0000	-5.463183 0.0000	-8.669677 0.0000	-14.42782 0.0000		
L. PORTUG		-5.318237 0.0000	0.578229 0.2816	-2.335253 0.0098	-9.176624 0.0000	6.030308 0.0000	
MATEMÁTI		6.145953 0.0000	11.22620 0.0000	9.160066 0.0000	0.631176 0.2640	16.25271 0.0000	10.67340 0.0000
PEDAGOGI		-12.31937 0.0000	-5.521360 0.0000	-9.162878 0.0000	-15.20994 0.0000	0.470761 0.3189	-6.147640 0.0000
QUÍMICA		2.524593 0.0058	7.576933 0.0000	5.335764 0.0000	-2.204980 0.0137	12.49989 0.0000	7.045730 0.0000
SIST. INF		3.305320 0.0005	8.606108 0.0000	6.323651 0.0000	-1.813313 0.0349	13.75272 0.0000	8.045182 0.0000

(continuação)

(conclusão)

Col Mean- Row Mean	MATEMÁTI	PEDAGOGI	QUÍMICA
PEDAGOGI	-17.41868 0.0000	2.524593 0.0058	7.576933 0.0000
QUÍMICA	-3.028252 0.0012	13.16392 0.0000	3.305320 0.0005
SIST. INF	-2.664861 0.0039	14.66896 0.0000	0.524089 0.3001

Fonte: Saída do Software R

Figura 29 – Teste de Dunn para o IREG por cursos do campus Itabaiana

Na MGP por cursos do campus Itabaiana, a partir da amostra (N = 2.043) e nível de significância de 5% não rejeitamos a hipótese nula entre Ciências Biológicas e Matemática. Como também não rejeitamos a hipótese nula entre Matemática, Administração e Química, além de Administração, Química e Ciências Contábeis. Não rejeitamos a hipótese nula entre Ciências Contábeis e Sistema de Informação, e Sistema de Informação e Física, mas rejeitamos a hipótese nula entre Ciências Contábeis e Física. O que impossibilita o agrupamento entre eles, por esses motivos não foi possível agrupá-los em uma escala de ordenação dos postos.

```
> dunn.test(mgp,curso)
kruskal-wallis rank sum test

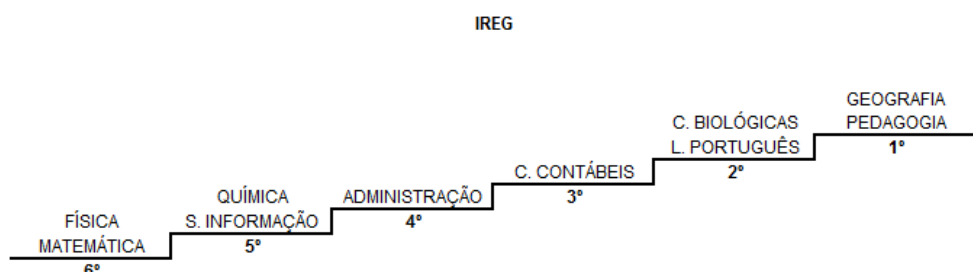
data: mgp and curso
kruskal-wallis chi-squared = 543.9542, df = 9, p-value = 0
```

Comparison of mgp by curso (No adjustment)							
Col Mean- Row Mean	ADMINIST	C. BIOLOG	C. CONTAB	FÍSICA	GEOGRAFI	L. PORTUG	
C. BIOLOG	-2.417357 0.0078						
C. CONTAB	0.911294 0.1811	3.255080 0.0006					
FÍSICA	3.660999 0.0001	5.509921 0.0000	2.903456 0.0018				
GEOGRAFI	-9.730948 0.0000	-6.936043 0.0000	-10.53891 0.0000	-11.76679 0.0000			
L. PORTUG	-6.961584 0.0000	-4.207174 0.0000	-7.808904 0.0000	-9.411798 0.0000	2.919531 0.0018		
MATEMÁTI	-1.274703 0.1012	1.075459 0.1411	-2.116858 0.0171	-4.545980 0.0000	8.007019 0.0000	5.312239 0.0000	
PEDAGOGI	-14.60214 0.0000	-11.05324 0.0000	-15.51656 0.0000	-15.90845 0.0000	-3.261159 0.0006	-6.642669 0.0000	
QUÍMICA	0.273448 0.3923	2.384166 0.0086	-0.511309 0.3046	-3.046408 0.0012	8.904789 0.0000	6.381809 0.0000	
SIST. INF	2.429517 0.0076	4.512906 0.0000	1.590789 0.0558	-1.382729 0.0834	11.31592 0.0000	8.769151 0.0000	
Col Mean- Row Mean	MATEMÁTI	PEDAGOGI	QUÍMICA				
PEDAGOGI	-12.26742 0.0000	0.273448 0.3923	2.384166 0.0086				
QUÍMICA	1.377664 0.0842	12.93455 0.0000	2.429517 0.0076				
SIST. INF	3.456967 0.0003	15.93040 0.0000	1.876492 0.0303				

Fonte: Saída do Software R

Figura 30 – Teste de Dunn para a MGP por cursos do campus Itabaiana

A partir das informações obtidas nas Figuras 28, 29 e 30 montamos a escala de postos do IREG na Figura 31. O cursos de Geografia e Pedagogia dividem a 1ª posição, enquanto os curso de Física e Matemática a última.



Fonte: Elaborada pela autora

Figura 31 – Escala de posição dos postos para o IREG por cursos do campus Itabaiana

Ao analisar os centros acadêmicos de São Cristóvão pelo IREG e pela MGP, observou-se que em alguns centros não foi possível agrupar seus cursos em uma escala de ordenação dos postos pela MGP. Por isso o teste de Dunn só será apresentado para o IREG. O resultado obtido no teste de Kruskal-Wallis para o IREG e a MPG por cursos do CCAA, a partir da amostra (N = 1.166) e nível de significância de 5% rejeitamos a hipótese nula da mediana dos cursos serem iguais, tanto para o IREG quanto para a MGP.

Classificações					
Cursos	IREG		Cursos	MGP	
	N	Mean Rank		N	Mean Rank
MEDICINA VETERINÁRIA	218	724,43	ENGENHARIA AGRÔNOMICA	223	650,39
ENGENHARIA AGRÔNOMICA	223	670,36	MEDICINA VETERINÁRIA	218	632,76
ZOOTECNIA	193	616,68	ENGENHARIA DE PESCA	175	629,54
ENGENHARIA FLORESTAL	204	553,01	ENGENHARIA FLORESTAL	204	576,46
ENGENHARIA DE PESCA	175	497,41	ZOOTECNIA	193	493,72
ENGENHARIA AGRÍCOLA	153	353,34	ENGENHARIA AGRÍCOLA	153	485,81
Total	1166		Total	1166	

Test Statistics ^{a,b}		
	IREG	MGP
Qui-quadrado	139,514	43,532
df	5	5
Significância Assintótica	,000	,000

a. Kruskal Wallis Test

b. Variável de agrupamento: cursos

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 32 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do CCAA

Os resultados do teste de Dunn para o IREG por cursos do CCAA, a partir da amostra (N = 1.166) e nível de significância de 5% não rejeitamos a hipótese nula entre Engenharia Agrônoma e Zootecnia, e Engenharia Florestal e Engenharia de Pesca.

```
> dunn.test(ireg,curso)
Kruskal-wallis rank sum test

data: ireg and curso
Kruskal-wallis chi-squared = 139.514, df = 5, p-value = 0
```

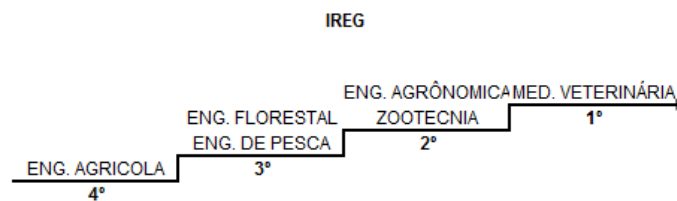
Comparison of ireg by curso
(No adjustment)

Col Mean- Row Mean	E. AGRICO	E. AGRONÔ	E. FLORES	E. PESCA	M. VETERI
E. AGRONÔ	-8.969082 0.0000				
E. FLORES	-5.544979 0.0000	3.597395 0.0002			
E. PESCA	-3.865999 0.0001	5.086333 0.0000	1.602690 0.0545		
M. VETERI	-10.45017 0.0000	-1.686074 0.0459	-5.226398 0.0000	-6.643097 0.0000	
ZOOTECNI	-7.225322 0.0000	1.621694 0.0524	-1.883074 0.0298	-3.393526 0.0003	3.237940 0.0006

Fonte: Saída do Software R

Figura 33 – Teste de Dunn para o IREG por cursos do CCAA

A partir das informações apresentadas nas Figuras 32 e 33 montamos a escala de postos do IREG na Figura 34. O curso de Medicina Veterinária está em 1ª posição e Engenharia Agrícola está na última. Engenharia Agrônoma e Zootecnia dividem a 2ª posição, seguido de Engenharia Florestal e de Pesca.



Fonte: Elaborada pela autora

Figura 34 – Escala de posição dos postos para o IREG por cursos do CCAA

No resultado do teste de Kruskal-Wallis para o IREG e a MPG por cursos do CCBS, a partir da amostra (N = 1.502) e nível de significância de 5% há evidências para rejeitar a hipótese nula da mediana dos cursos serem idênticas, tanto para o IREG quanto para a MPG.

Classificações					
Cursos	IREG		Cursos	MPG	
	N	Mean Rank		N	Mean Rank
FARMÁCIA	336	894,82	NUTRIÇÃO	175	874,58

(continuação)

			(conclusão)		
NUTRIÇÃO	175	890,38	FARMÁCIA	336	857,86
EDUCAÇÃO FÍSICA	414	756,32	EDUCAÇÃO FÍSICA	414	829,50
CIÊNCIAS BIOLÓGICAS	424	695,09	CIÊNCIAS BIOLÓGICAS	424	656,45
ECOLOGIA	153	421,21	ECOLOGIA	153	429,52
Total	1502		Total	1502	

Test Statistics^{a,b}

	IREG	MGP
Qui-quadrado	150,589	152,670
df	4	4
Significância Assintótica	,000	,000

a. Kruskal Wallis Test

b. Variável de agrupamento: cursos

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 35 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do CCBS

Nos resultados do teste de Dunn para o IREG por cursos do CCBS, a partir da amostra (N = 1.502) e nível de significância de 5% não rejeitamos a hipótese nula entre Farmácia e Nutrição.

```
> dunn.test(ireg,curso)
kruskal-wallis rank sum test

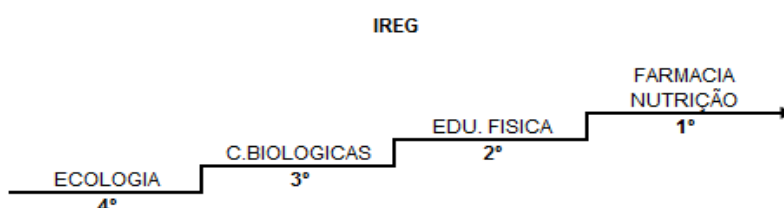
data: ireg and curso
kruskal-wallis chi-squared = 150.5891, df = 4, p-value = 0
```

		Comparison of ireg by curso (No adjustment)			
Col	Mean- Row Mean	C. BIOLOG	ECOLOGIA	EDU. FISI	FARMACIA
ECOLOGIA	6.695768 0.0000				
EDU. FISI	-2.043219 0.0205	-8.166563 0.0000			
FARMACIA	-6.305037 0.0000	-11.19646 0.0000	-4.349021 0.0000		
NUTRICA0	-5.011422 0.0000	-9.773599 0.0000	-3.428108 0.0003	0.109882 0.4563	

Fonte: Saída do Software R

Figura 36 – Teste de Dunn para o IREG por cursos do CCBS

A partir das informações obtidas nas Figuras 35 e 36 montamos a escala de postos do IREG na Figura 37. O curso de Ecologia está na última posição, Ciências Biológicas em 3º, Educação Física em 2º e o 1º Lugar é dividido pelos cursos de Farmácia e Nutrição.



Fonte: Elaborada pela autora

Figura 37 – Escala de posição dos postos para o IREG por cursos do CCBS

No resultado do teste de Kruskal-Wallis para o IREG e a MPG por cursos do CCSA, a partir da amostra (N = 3.048) e nível de significância de 5% rejeitamos a hipótese nula da mediana dos cursos serem idênticos, tanto para o IREG quanto para a MPG.

Classificações					
Cursos	IREG		Cursos	MGP	
	N	Mean Rank		N	Mean Rank
BIBLIOTECONOMIA E DOCUMENTAÇÃO	158	1817,69	DIREITO	444	2210,52
DIREITO	444	1811,16	BIBLIOTECONOMIA E DOCUMENTAÇÃO	158	1964,25
SERVIÇO SOCIAL	357	1752,45	SECRETARIADO EXECUTIVO	196	1748,42
SECRETARIADO EXECUTIVO	196	1702,96	SERVIÇO SOCIAL	357	1631,25
ADMINISTRAÇÃO	595	1480,88	ADMINISTRAÇÃO	595	1535,04
TURISMO	190	1475,78	CIÊNCIAS CONTÁBEIS	512	1301,66
CIÊNCIAS CONTÁBEIS	512	1474,24	TURISMO	190	1284,55
RELAÇÕES INTERNACIONAIS	157	1303,17	RELAÇÕES INTERNACIONAIS	157	1265,57
CIÊNCIAS ECONÔMICAS	439	1081,99	CIÊNCIAS ECONÔMICAS	439	927,67
Total	3048		Total	3048	

Test Statistics ^{a,b}		
	IREG	MGP
Qui-quadrado	221,334	590,766
df	8	8
Significância Assintótica	,000	,000

a. Kruskal Wallis Test

b. Variável de agrupamento: cursos

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 38 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do CCSA

Nos resultados do teste de Dunn para o IREG por cursos do CCSA, a partir da amostra (N = 3.048) e nível de significância de 5%, não rejeitamos a hipótese nula entre: o grupo Biblioteconomia, Direito, Serviço Social e Secretariado Executivo, e o grupo Administração, Turismo, Ciências Contábeis.

```
> dunn.test(ireg,curso)
Kruskal-wallis rank sum test

data: ireg and curso
Kruskal-wallis chi-squared = 221.3343, df = 8, p-value = 0
```

```
Comparison of ireg by curso
(No adjustment)

Col Mean- |
Row Mean | ADMINIST BIBLIOTE C.CONTAB C.ECONOM DIREITO R. INTERN
BIBLIOTE | -4.276755
          | 0.0000
```

(continuação)

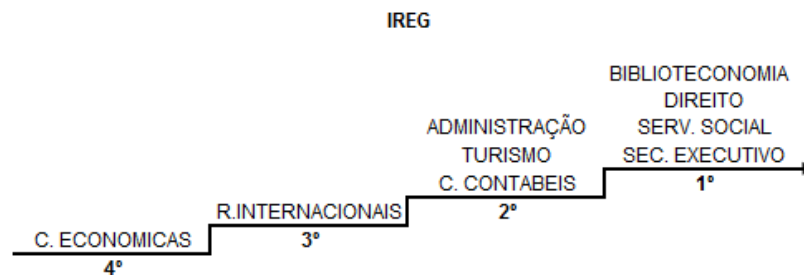
(conclusão)

C. CONTAB	0.125086 0.4502	4.288677 0.0000				
C. ECONOM	7.204647 0.0000	9.011735 0.0000	6.852897 0.0000			
DIREITO	-5.984866 0.0000	0.080199 0.4680	-5.904025 0.0000	-12.31123 0.0000		
R. INTERN	2.250800 0.0122	5.188721 0.0000	2.130998 0.0165	-2.702941 0.0034	6.217098 0.0000	
S. EXECUT	-3.064463 0.0011	1.219434 0.1113	-3.094480 0.0010	-8.214467 0.0000	1.433681 0.0758	-4.241894 0.0000
SERV. SOC	-4.609955 0.0000	0.775905 0.2189	-4.585272 0.0000	-10.69095 0.0000	0.938428 0.1740	-5.331560 0.0000
TURISMO	0.069552 0.4723	3.608838 0.0002	-0.020535 0.4918	-5.153203 0.0000	4.396337 0.0000	-1.818666 0.0345
Col Mean- Row Mean		S. EXECUT	SERV. SOC			
SERV. SOC	-0.632603 0.2635	0.069552 0.4723				
TURISMO	2.535875 0.0056	3.501226 0.0002				

Fonte: Saída do Software R

Figura 39 – Teste de Dunn para o IREG por cursos do CCSA

A partir das informações apresentadas nas Figura 38 e 39 montamos a escala de postos do IREG na Figura 40. Os cursos de Secretariado Executivo, Serviço Social, Direito e Biblioteconomia estão na 1ª posição, seguido pelos cursos de Ciências Contábeis, Turismo e Administração na 2ª, Relações Internacionais na 3ª e o curso de Ciências Econômicas na última posição.



Fonte: Elaborada pela autora

Figura 40 – Escala de posição dos postos para o IREG por cursos do CCSA

No resultado do teste de Kruskal-Wallis para o IREG e a MPG por cursos do CECH, a partir da amostra ($N = 4.542$) e nível de significância de 5%, não há evidências para aceitar a hipótese nula da mediana dos cursos serem iguais, tanto para o IREG quanto para a MPG. Ao analisar o teste de Dunn para o IREG por cursos no CECH, observou-se que não foi possível agrupá-los em uma escala de ordenação dos postos, provavelmente isto se deve ao grande número de cursos, que abrange 22 opções.

Classificações

Cursos	IREG		Cursos	MGP	
	N	Mean Rank		N	Mean Rank
LETRAS - LIBRAS	21	4218,60	LETRAS - LIBRAS	21	3352,19
LETRAS - ESPANHOL	201	2890,88	PSICOLOGIA	202	2911,92
PEDAGOGIA	443	2873,04	MÚSICA	247	2893,62
LETRAS - LÍNGUA PORTUGUESA	376	2857,69	ARTES VISUAIS	201	2882,97
PUBLICIDADE E PROPAGANDA	178	2745,09	PEDAGOGIA	443	2790,62
JORNALISMO	199	2636,30	PUBLICIDADE E PROPAGANDA	178	2776,46
LETRAS - PORTUGUES E ESPANHOL	185	2436,49	JORNALISMO	199	2537,94
PSICOLOGIA	202	2420,92	LETRAS - PORTUGUES E ESPANHOL	185	2531,43
CIÊNCIAS DA RELIGIÃO	99	2389,99	DESIGN GRÁFICO	168	2467,43
HISTÓRIA	402	2365,08	LETRAS - INGLES	221	2417,81
GEOGRAFIA	368	2075,06	RADIALISMO	3	2284,67
LETRAS - INGLES	221	1992,10	LETRAS - PORTUGUES E INGLES	201	2243,36
ARTES VISUAIS	201	1955,18	AUDIOVISUAL	186	2242,72
LETRAS - PORTUGUES E INGLES	201	1942,06	LETRAS - LÍNGUA PORTUGUESA	376	2238,47
CIÊNCIAS SOCIAIS	150	1925,60	TEATRO	133	2236,53
MÚSICA	247	1895,67	HISTÓRIA	402	2120,03
AUDIOVISUAL	186	1843,53	LETRAS - ESPANHOL	201	1941,88
TEATRO	133	1767,43	FILOSOFIA	148	1833,85
LETRAS - PORTUGUES E FRANCES	210	1607,96	LETRAS - PORTUGUES E FRANCES	210	1729,07
FILOSOFIA	148	1596,73	CIÊNCIAS DA RELIGIÃO	99	1476,52
DESIGN GRÁFICO	168	1562,59	GEOGRAFIA	368	1321,68
RADIALISMO	3	362,33	CIÊNCIAS SOCIAIS	150	1253,26
Total	4542		Total	4542	

Test Statistics^{a,b}

	IREG	MGP
Qui-quadrado	567,849	671,592
df	21	21
Significância Assintótica	,000	,000

a. Kruskal Wallis Test

b. Variável de agrupamento: cursos

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 41 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do CECH

No resultado do teste de Kruskal-Wallis para o IREG e a MPG por cursos do CCET, a partir da amostra ($N = 5.274$) e nível de significância de 5% rejeitamos a hipótese nula da mediana dos cursos serem idênticos, tanto para o IREG quanto para a MPG. Ao analisar o teste de Dunn para o IREG por cursos no CCET, observou-se que também não foi possível agrupá-los em uma escala de ordenação dos postos, provavelmente isto se deve ao grande número de cursos, que abrange 22 opções.

Classificações

Cursos	IREG		Cursos	MPG	
	N	Mean Rank		N	Mean Rank
ENGENHARIA DE PETRÓLEO	193	3640,72	SISTEMAS DE INFORMAÇÃO	223	3446,73
ENGENHARIA CIVIL	455	3640,49	ENGENHARIA DE PRODUÇÃO	224	3417,31
ENGENHARIA DE PRODUÇÃO	224	3623,37	ENGENHARIA DE PETRÓLEO	193	3397,68
ENGENHARIA MECÂNICA	238	3471,14	ENGENHARIA QUÍMICA	243	2929,25
GEOLOGIA	234	3229,99	ENGENHARIA ELÉTRICA	222	2900,64
ENGENHARIA QUÍMICA	243	3030,83	ENGENHARIA MECÂNICA	238	2893,39
ENGENHARIA ELÉTRICA	222	2954,89	ENGENHARIA CIVIL	455	2879,20
ENGENHARIA AMBIENTAL E SANITÁRIA	149	2933,51	ENGENHARIA DE COMPUTAÇÃO	204	2738,75
SISTEMAS DE INFORMAÇÃO	223	2692,78	ENGENHARIA AMBIENTAL E SANITÁRIA	149	2703,70
QUÍMICA INDUSTRIAL	153	2429,23	CIÊNCIAS ATUARIAIS	146	2681,65
ENGENHARIA DE COMPUTAÇÃO	204	2385,01	ENGENHARIA ELETRÔNICA	237	2675,78
CIÊNCIA DA COMPUTAÇÃO	354	2383,38	GEOLOGIA	234	2595,13
ENGENHARIA ELETRÔNICA	237	2374,41	MATEMÁTICA	399	2592,69
MATEMÁTICA	399	2326,37	CIÊNCIA DA COMPUTAÇÃO	354	2561,67
CIÊNCIAS ATUARIAIS	146	2294,51	ESTATÍSTICA	163	2397,48
ENGENHARIA DE MATERIAIS	184	2219,78	FÍSICA	520	2312,12
QUÍMICA	367	2192,56	ENGENHARIA DE ALIMENTOS	169	2255,16
ENGENHARIA DE ALIMENTOS	169	2162,07	QUÍMICA INDUSTRIAL	153	2140,55
FÍSICA MÉDICA	146	2001,79	ENGENHARIA DE MATERIAIS	184	2102,02
ESTATÍSTICA	163	1866,10	FÍSICA MÉDICA	146	2062,39
FÍSICA	520	1818,13	QUÍMICA	367	2056,76
MATEMÁTICA APLICADA E COMPUTACIONAL	51	1553,04	MATEMÁTICA APLICADA E COMPUTACIONAL	51	1679,75

(continuação)

(conclusão)

Test Statistics^{a,b}

	IREG	MGP
Qui-quadrado	869,134	379,146
df	21	21
Significância Assintótica	,000	,000

a. Kruskal Wallis Test

b. Variável de agrupamento: cursos

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 42 – Teste de Kruskal-Wallis para o IREG e MGP por cursos do CCET

Para testar a hipótese nula que a proporção de alunos com a regularidade muito baixa, baixa, média, alta e muito alta é a mesma em cada centro ou campi aplicamos o teste Qui-Quadrado de associação. A partir da amostra (N = 20.473) e o nível de significância de 5% rejeitamos esta hipótese nula, ou seja, os centros e campi são determinantes para a regularidade, conforme podemos observar no na Figura 43 e Gráfico 3.

Tabulação cruzada

Contagem	IREG CATEGORIZADA					Total
	Regularidade muito baixa	Regularidade baixa	Regularidade média	Regularidade alta	Regularidade muito alta	
CCAA	308	257	277	293	31	1166
CCBS	280	308	386	470	58	1502
CAMPUSARA	112	192	536	480	72	1392
CCET	1711	1206	1086	866	405	5274
CCSA	472	599	767	1002	208	3048
CECH	712	903	1159	1536	232	4542
CAMPUSITA	362	363	458	733	127	2043
CAMPUSLAG	96	142	174	273	226	911
CAMPUSLAR	74	117	176	154	74	595
Total	4127	4087	5019	5807	1433	20473

Testes de qui-quadrado

	Valor	df	Sig. Assint.(2 lados)
Qui-quadrado de Pearson	1828,599 ^a	32	0,000
Razão de verossimilhança	1688,885	32	0,000
Associação Linear por Linear	282,284	1	,000
N de Casos Válidos	20473		

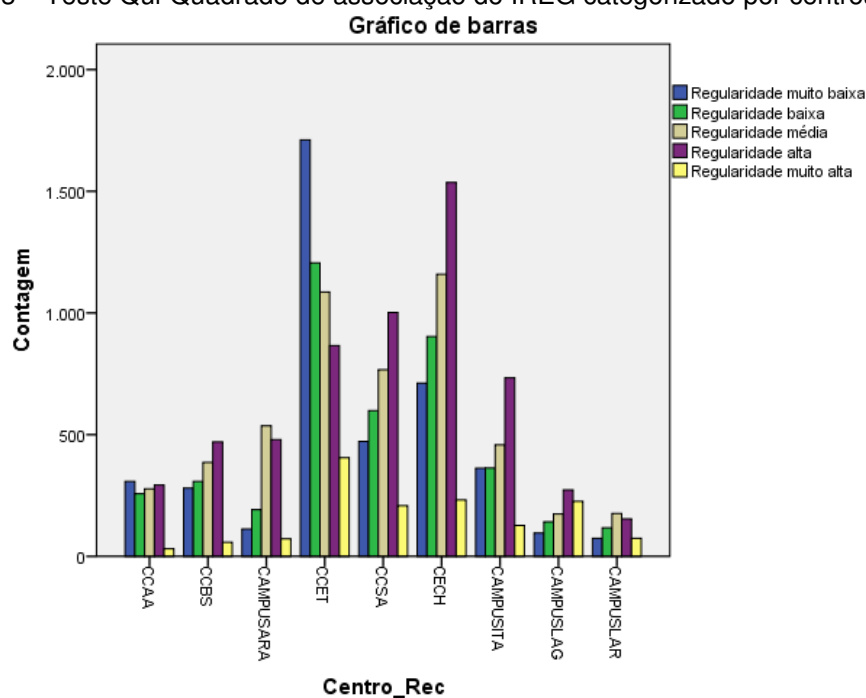
a. 0 células (0,0%) esperam contagem menor do que 5. A contagem mínima esperada é 41,65.

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 43 – Teste Qui-Quadrado de associação do IREG categorizado por centros e campi

O CCET é centro com mais regularidade muito baixa e baixa, e o CECH é o que possui a maior regularidade alta.

Gráfico 3 – Teste Qui-Quadrado de associação do IREG categorizado por centros e campi



Fonte: Elaborada pela autora

Também aplicamos o teste Qui-Quadrado de associação para a MGP, pois queremos testar se a proporção de alunos com a MGP insatisfatória, média e alta é a mesma em cada centro ou campi. A partir da amostra ($N = 20.473$) e o nível de significância de 5% rejeitamos esta hipótese nula. Portanto, os centros e campi são determinantes para a MGP, conforme podemos observar na Figura 44 e no Gráfico 4.

Tabulação cruzada

Contagem	MGP CATEGORIZADA			Total
	MGP Insatisfatória	MGP Média	MGP Alta	
CCAA	71	961	134	1166
CCBS	63	1040	399	1502
CAMPUSARA	24	635	733	1392
CCET	453	3995	826	5274
CCSA	116	1768	1164	3048
CECH	164	1722	2656	4542
CAMPUSITA	98	1279	666	2043
CAMPUSLAG	83	466	362	911
CAMPUSLAR	15	341	239	595
Total	1087	12207	7179	20473

(continuação)

(conclusão)

Testes de qui-quadrado

	Valor	df	Sig. Assint. (2 lados)
Qui-quadrado de Pearson	2630,140 ^a	16	,000
Razão de verossimilhança	2736,494	16	,000
Associação Linear por Linear	487,966	1	,000
N de Casos Válidos	20473		
Qui-quadrado de Pearson	2630,140 ^a	16	,000

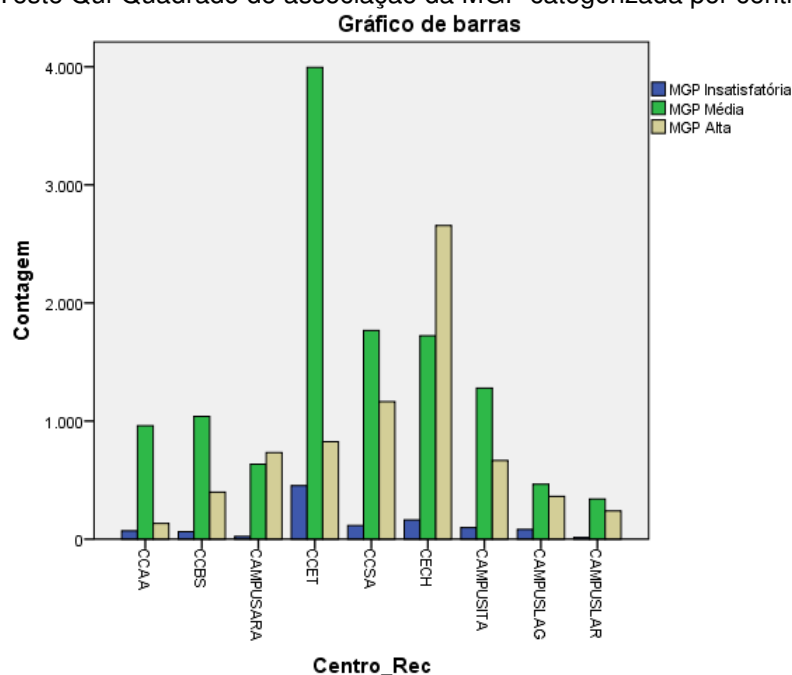
a. 0 células (0,0%) esperam contagem menor do que 5. A contagem mínima esperada é 31,59.

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 44 – Teste Qui-Quadrado de associação da MGP categorizada por centros e campi

Notamos que o CCET possui a maior MGP média, e o CECH a maior MGP alta. Comparando a regularidade obtida no Gráfico 3 e média geral ponderada do Gráfico 4, notamos que o CECH é o centro com mais casos das duas classes de regularidade alta e os casos da MGP alta. O CCET é centro com o maior número de casos com as duas classes de regularidade baixa e da MGP média.

Gráfico 4 – Teste Qui-Quadrado de associação da MGP categorizada por centros e campi



Fonte: Elaborada pela autora

Testamos se a proporção de alunos com a regularidade muito baixa, baixa, média, alta e muito alta são as mesmas entre as raças declaradas pelos alunos. A partir da amostra (N = 20.473) e o nível de significância de 5% rejeitamos esta hipótese nula, ou seja, a raça declarada é determinante para a regularidade, conforme podemos observar na Figura 45 e no Gráfico 5.

Tabulação cruzada

Contagem	IREG CATEGORIZADA					Total
	Regularidade muito baixa	Regularidade baixa	Regularidade média	Regularidade alta	Regularidade muito alta	
Amarela	67	72	92	65	25	321
Branca	602	701	922	1002	274	3501
Indígena	24	28	33	19	6	110
Parda	1939	2146	2536	2816	604	10041
Preta	467	451	464	479	75	1936
Não Informado	1028	689	972	1426	449	4564
Total	4127	4087	5019	5807	1433	20473

Testes de qui-quadrado

	Valor	df	Sig. Assint. (2 lados)
Qui-quadrado de Pearson	286,969 ^a	20	,000
Razão de verossimilhança	292,610	20	,000
N de Casos Válidos	20473		

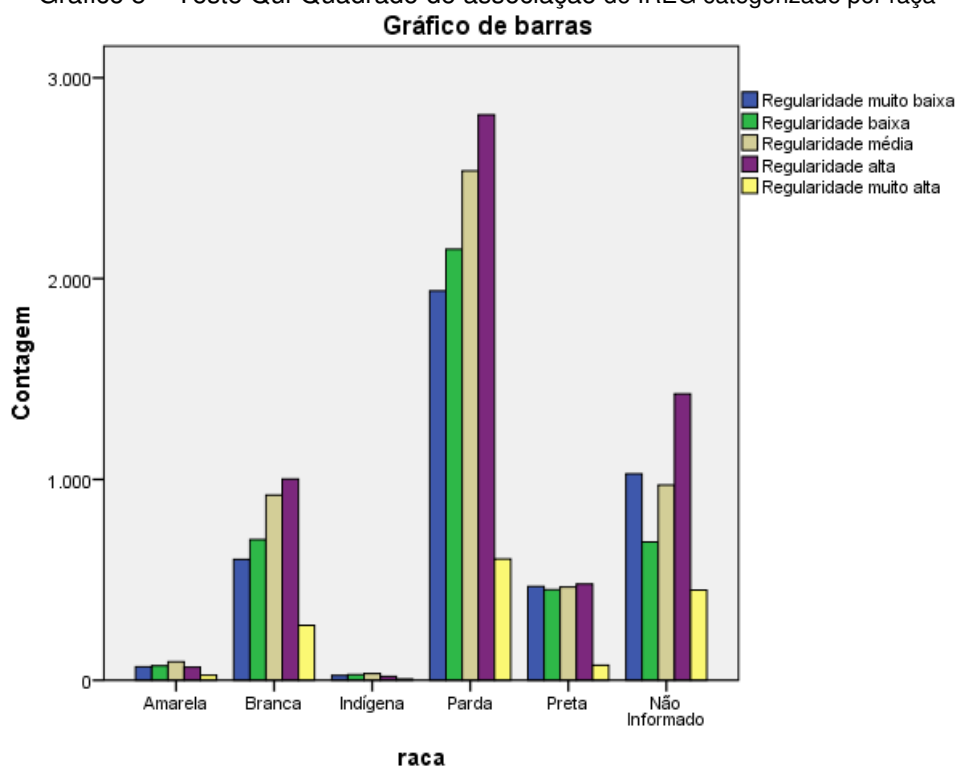
a. 0 células (0,0%) esperam contagem menor do que 5. A contagem mínima esperada é 7,70.

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 45 – Teste Qui-Quadrado de associação do IREG categorizado por raça

A raça parda é predominante em todas as regularidades. Também testamos se a proporção de alunos com a regularidade muito baixa, baixa, média, alta e muito alta são as mesmas entre as cotas.

Gráfico 5 – Teste Qui-Quadrado de associação do IREG categorizado por raça



Fonte: Elaborada pela autora

A partir da amostra ($N = 4.127$) e o nível de significância de 5% rejeitamos esta hipótese nula, ou seja, cotas é determinante para a regularidade, conforme podemos observar na Figura 46 e Gráfico 6.

Tabulação cruzada

Contagem	IREG CATEGORIZADA					Total
	Regularidade muito baixa	Regularidade baixa	Regularidade média	Regularidade alta	Regularidade muito alta	
Sem reserva de vagas	1685	1419	1161	442	73	4780
Com reserva: não cotista	1049	1137	1792	2630	795	7403
Com reserva: cotista	1393	1531	2066	2735	565	8290
Total	4127	4087	5019	5807	1433	20473

Testes de qui-quadrado

	Valor	df	Sig. Assint. (2 lados)
Qui-quadrado de Pearson	2198,505 ^a	8	,000
Razão de verossimilhança	2377,553	8	,000
Associação Linear por Linear	999,744	1	,000
N de Casos Válidos	20473		

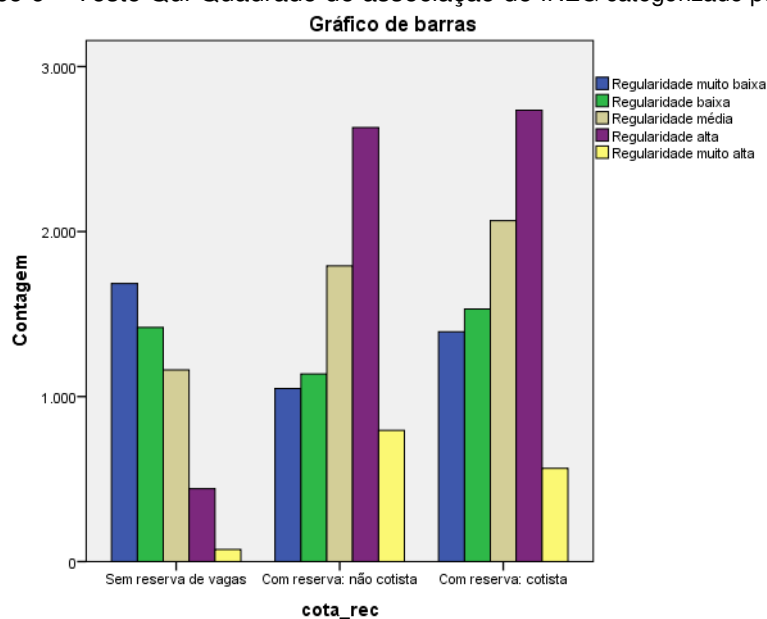
a. 0 células (0,0%) esperam contagem menor do que 5. A contagem mínima esperada é 334,57.

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 46 – Teste Qui-Quadrado de associação do IREG categorizado por cotas

Notamos que os cotistas têm em média a maior regularidade alta. Os alunos sem reserva de vagas apresentam a maior regularidade muito baixa e baixa.

Gráfico 6 – Teste Qui-Quadrado de associação do IREG categorizado por cotas



Fonte: Elaborada pela autora

A rede de ensino em que o aluno concluiu o ensino médio não mostrou-se significativa estatisticamente, por isso não serão apresentados. Utilizados o teste de Mann-Whitney para o sexo, como sexo feminino é maior que o masculino, a hipótese a ser testada que é o sexo feminino é estocasticamente maior do que o sexo masculino. A partir da amostra (N = 20.473) e nível de significância de 5% rejeitamos a hipótese nula, ou seja, as mulheres têm postos do IREG maior do que os homens.

Tabulação cruzada			
Sexo	N	IREG_REC_4C	
		Mean Rank	Sum of Ranks
Feminino	10795	10886,82	117523206,00
Masculino	9678	9512,18	92058895,00
TOTAL	20473		

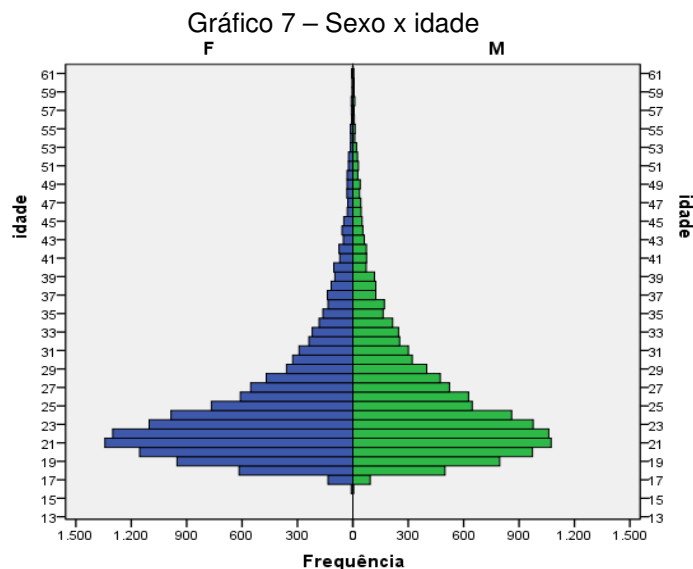
Test Statistics ^a	
	IREG_REC_4C
Mann-Whitney U	45222214,000
Wilcoxon W	92058895,000
Z	-17,083
Sig. Assint. (2 caudas)	,000

a. Variável de agrupamento: sexo

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 47 – Teste Mann-Whitney do IREG categorizados por sexo

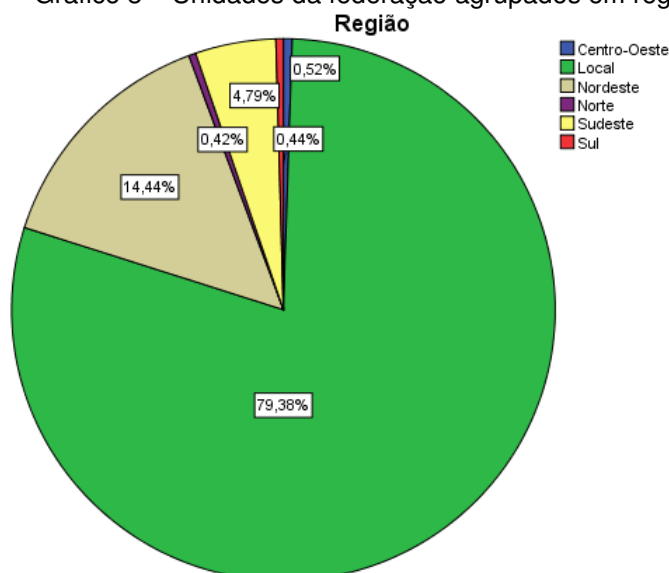
Ao comparar a idade dos estudantes com o sexo, notamos que a proporção de mulheres é ligeiramente maior que a dos homens em todas as idades até atingir 25 anos, quando este cenário começa a se inverter e os homens começam a ganhar vantagem gradativamente.



Fonte: Elaborada pela autora

A naturalidade dos alunos foi agrupada nas regiões do Brasil, deixando a parte Sergipe. A grande maioria dos alunos são naturais de Sergipe, com 79,38%, a segunda maior parcela vem da nossa região Nordeste com 14,44%, mas a região Sudeste também é significativa, com 4,79%.

Gráfico 8 – Unidades da federação agrupados em região



Fonte: Elaborada pela autora

Testamos se a proporção de alunos que não trancaram nenhuma vez, trancaram uma ou mais de uma vez o período são as mesmas em cada centro. A partir da amostra ($N = 17.985$) e o nível de significância de 5% rejeitamos esta hipótese nula, ou seja, o número de períodos trancados são determinantes por centros.

Tabulação cruzada

Contagem	NÚMEROS DE PERÍODOS TRANCADOS			Total
	Nenhum vez	Uma vez	Mais de uma vez	
CCAA	1043	90	33	1166
CCBS	1338	106	58	1502
CAMPUSARA	1312	48	32	1392
CCET	4534	492	248	5274
CCSA	2539	329	180	3048
CECH	3918	403	221	4542
CAMPUSITA	1879	116	48	2043
CAMPUSLAG	909	1	1	911
CAMPUSLAR	513	59	23	595
Total	17985	1644	844	20473

(continuação)

(conclusão)

Testes de qui-quadrado

	Valor	df	Sig. Assint. (2 lados)
Qui-quadrado de Pearson	308,219 ^a	16	,000
Razão de verossimilhança	412,671	16	,000
Associação Linear por Linear	3,510	1	,061
N de Casos Válidos	20473		

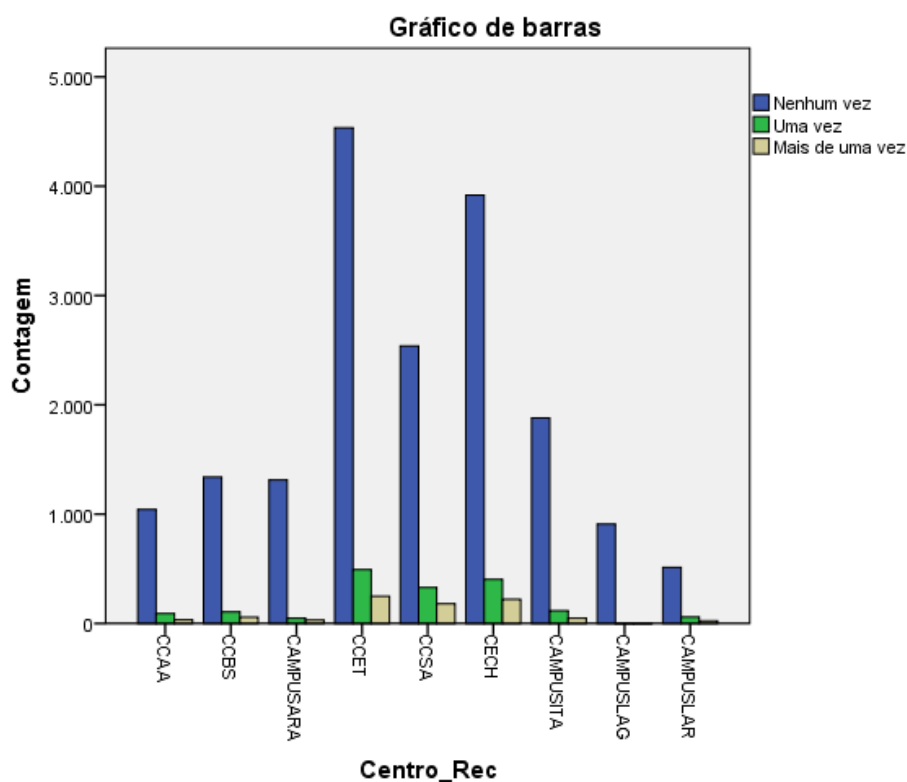
a. 0 células (0,0%) esperam contagem menor do que 5. A contagem mínima esperada é 24,53.

Fonte: Saída do Software SPSS

Figura 48 – Teste Qui-Quadrado de associação do número de períodos trancados por centro e campi

No CCET se encontra o maior número de alunos que nunca trancaram um período, como também o maior número que trancaram uma vez e mais de uma vez, provavelmente se deve ao fato de ser o centro com o maior número de cursos e alunos.

Gráfico 9 – Teste Qui-Quadrado de associação do número de períodos trancados por centros e campi



Fonte: Elaborada pela autora

5 CONCLUSÃO

O aumento da população estudantil do ensino superior no Brasil e sua heterogeneidade justificam estudos que descrevam o perfil dos alunos e o grau de conhecimento adquiridos na sua formação. A COPAC publica dados estatísticos sobre os alunos da UFS com base apenas na estatística descritiva. Mas sabemos que tão importante quanto coletar e processar os dados são assegurar as ferramentas mais adequadas à sua análise, por isso utilizamos o teste de hipóteses para extrair conclusões relevantes.

O objetivo deste trabalho foi traçar o perfil dos alunos da Universidade Federal de Sergipe no período 2015.1, a fim de apresentar subsídios para melhoria do desempenho acadêmicos dos campi, centros e cursos. Na avaliação do perfil dos alunos foram levados em consideração diversos aspectos dentre os quais: sexo, idade, raça declarada, rede de ensino, cotas, naturalidade, IREG, MGP. Como os alunos ingressantes têm IREG e MGP zero, foram excluídos da análise.

As variáveis não apresentaram distribuição normal, por isso aplicamos os testes não paramétricos. Identificamos a média dos postos do IREG e da MGP e classificamos em uma escala que parte do menor para o maior, onde os grupos que possuem diferenças esperadas ficarão juntos e os que possuem diferenças estatisticamente significativas.

Observou-se que o IREG e a MGP não possuem o mesmo comportamento, até porque a reprovação afeta negativamente o IREG, mas não afeta a MGP. Como a MGP é camuflada ao excluir as notas das disciplinas reprovadas do aluno, ela não consegue avaliar satisfatoriamente seu desempenho acadêmico quanto o IREG. Em várias ocasiões campi, centros e cursos invertiam drasticamente de posição entre IREG e MGP, mostrando que há questões não resolvidas para calibrar estes indicadores.

Nos campi, São Cristóvão apresentou o pior IREG e Lagarto o melhor. Quando desmembrados São Cristóvão em centros e comparados juntamente com os campi, estes continuaram nas últimas colocações, e os campi permaneceram inalterados. Comparando o IREG apenas entre os centros, obtemos que a pior colocação foi no CCET, a melhor colocação foi dividida com o CCSA e o CECH, seguidos pelo CCBS e CCAA respectivamente.

Para mais esclarecimentos sobre as causas que fazem um centro ou um campus ter um IREG ou uma MGP melhor que o outro, procedeu a análise por seus cursos na tentativa de identificar as diferenças significativas entre eles nos centros e campi. Vale ressaltar que nos cursos não se fez distinção entre seu turno (Manhã, tarde e noite) ou modalidade (bacharelado e licenciatura). Não foi possível agrupar os cursos em uma escala de ordenação dos postos no CECH e no CCET, provavelmente por eles terem uma cartela de cursos com 22 opções cada.

No campus Aracaju, o curso de Medicina obteve a última colocação e Odontologia a primeira no IREG. No campus Lagarto, o curso de Farmácia ocupou o último lugar e Enfermagem o primeiro. No campus Laranjeiras, o curso de Museologia ficou na última posição e Arquitetura em primeiro. No campus Itabaiana, a última colocação ficou com o curso de Física e Matemática, a primeira colocação ficou com Geografia e Pedagogia.

No CCAA, o último lugar ficou com o curso de Engenharia Agrícola e Medicina Veterinária com o primeiro lugar. No CCBS, o último lugar ficou com o curso Ecologia, e Farmácia e Nutrição dividiram o primeiro. No CCSA, o pior colocado foi ocupado pelo curso de Ciências Econômicas e a melhor foi dividida com Biblioteconomia, Direito, Serviço Social e Secretariado Executivo. Como no CECH e no CCET não foi possível agrupar os cursos, não podemos determinar se no último e no primeiro lugar era composto por mais cursos. No CECH o primeiro lugar ficou com curso de Letras – Língua e o último Radialismo. No CCET, o curso de Engenharia de Petróleo ficou na primeira colocação e o curso Matemática Aplicada e Computacional em último.

É importante frisar que o presente estudo por si só não é conclusivo, e a esse tema devem ser dedicadas outras investigações e pesquisas, para que observações mais profundas e até conclusivas possam ser obtidas. Um caminho possível é utilizar técnicas multivariadas que analisam simultaneamente as múltiplas relações para se obter um entendimento completo e realista sobre o perfil dos alunos da UFS.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BROCH, S. C.; FERREIRA, D. F. Distribuições multivariadas das estatísticas do teste de Dunn não-central. **Rev. Bras. Biom.**, São Paulo, v.31, n.4, p.501-515, out.-dez. 2013. Disponível em: <http://jaguar.fcav.unesp.br/RME/fasciculos/v31/v31_n4/A2_Siomara_Daniel.pdf>. Acessado em: 26 out. 2015.

CÂMARA, F. G.; SILVA, O. **Estatística Não Paramétrica: Testes de Hipóteses e Medidas de Associação**. 95 p. Departamento de Matemática, Universidade dos Açores, Ponta Delgada, 2001.

CASTAÑEDA, D. F. N. **Econometria com aplicações em R e C**. São Paulo: Agbook, 2015.

CUNHA, L. A. Ensino Superior e Universidade no Brasil. In: LOPES, E. M. T. L.; FARIA FILHO, L. M. de; VEIGA, C. G. 500 Anos de Educação no Brasil. 3. ed. Belo Horizonte: Autêntica, 2003.

KATO, S. **Teste de hipótese**. Departamento de Estatística, Faculdade de Matemática – FAMAT, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande Do Sul – PUCRS, Rio Grande do Sul, 2012. 6 p. Notas de aula. Disponível em: <http://www.pucrs.br/famat/sergio/Estatistica_Basica_T126/Teste_de_hipotese.pdf>. Acessado em: 01 nov. 2015.

LIMA, A. P. S.; SANTOS, C. L. dos. Centro de Ciências Exatas e Tecnológicas da Universidade Federal de Sergipe: notas sobre a Sua constituição. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE HISTORIA DA EDUCAÇÃO, 6., 2011, Vitória-ES. **Anais...** Vitória: UFES, 2011. p. 199-209. Disponível em: <http://www.sbhe.org.br/novo/congressos/cbhe6/anais_vi_cbhe/conteudo/file/1026.doc>. Acessado em: 27 out.2015.

LOURENÇO, C. **Estatística II: Testes Não-Paramétricos**. Escola de Sociologia e Políticas Públicas, Instituto Universitário de Lisboa – ISCTE. Lisboa, 2004. 11 p. Textos de Apoio das Aulas. Disponível em: <http://estatisticaiscte.no.sapo.pt/09_testes_naoparametricos_ajuste.pdf>. Acessado em: 01 out. 2015.

MOORE, D. S.; MCCABE, G. P. **Introdução à prática da estatística**. 3ª ed. Rio de Janeiro: Editora LTC, 2002.

NETO, J. D. dos A.; COUTINHO, J. T.; AVANCINI, P. A cara da Universidade Federal de Sergipe: Pesquisa Exploratória sobre o Posicionamento da Marca na Ótica da Grande Aracaju. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIAS DA COMUNICAÇÃO, 23., 2010, Caxias do Sul. **Anais...** São Paulo: Intercom, 2010. Disponível em: <<http://www.intercom.org.br/papers/nacionais/2010/resumos/R5-2829-1.pdf>>. Acessado em 07 out. 2015.

PAES, A. T. Itens essenciais em bioestatística. **Arq. Bras. Cardiol. [online]**, São Paulo, v. 71, n. 4, p. 575-580, out. 1998. Disponível em:

<http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0066-782X1998001000003&lng=en&nrm=iso> . Acesso em 21 de jul. 2015.

PONTES, A. C. F.; CORRENTE, J. E. Comparações múltiplas não-paramétricas para o delineamento com um fator de classificação simples. **Rev. Mat. Estat.**, São Paulo, v.19, p. 179-197, 2001. Disponível em: <http://jaguar.fcav.unesp.br/RME/fasciculos/v19/A10_Artigo.pdf>. Acessado em: 20 out. 2015.

SECRETARIA DE EDUCAÇÃO SUPERIOR (SESU). **A democratização e expansão da educação superior no país 2003 – 2014**. Brasília, [2015]. Disponível em:

<http://portal.mec.gov.br/index.php?option=com_docman&view=download&alias=16762-balanco-social-sesu-2003-2014&Itemid=30192>. Acessado em: 20 nov. 2015

SIEGEL, S.; CASTELLAN JR., N. J. **Estatística não-paramétrica para ciências do comportamento**. Tradução de Sara Ianda Correa Carmona. 2ª ed. Porto Alegre: Artmed, 2006.

SOCIEDADE BRASILEIRA DE ONCOLOGIA CLÍNICA (SBOC). **Manual de leitura crítica de artigos científicos**. Gramado, 2011.

SOUSA, C. A. de; LIRA JR, M. A.; FERREIRA, R. L. C. Avaliação de testes estatísticos de comparações múltiplas de médias. **Rev. Ceres**, Viçosa, v. 59, n.3, p. 350-354, maio-jun., 2012. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rceres/v59n3/a08v59n3.pdf>>. Acessado em: 26 out. 2015.

SOUZA, P. N. P. **Estrutura e funcionamento do ensino superior brasileiro**. São Paulo: Pioneira, 1991.

TORMAN, V. B. L.; COSTER, R.; RIBOLDI, J. Normalidade de variáveis: métodos de verificação e comparação de alguns testes não-paramétricos por simulação. **Rev. HCPA**, Rio Grande do Sul, v. 32, n. 2, p. 227-234, 2012. Disponível em: <<http://www.seer.ufrgs.br/hcpa/article/viewFile/29874/19186>>. Acessado em: 20 out. 2015.

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SERGIPE (UFS). **Conheça a UFS**. São Cristóvão, mar. 2015. Disponível em: <<http://divulgacoes.ufs.br/pagina/conhe-ufs-2517.html>>. Acessado em: 30 maio 2015.

_____. **Curso de História da UFS está entre os melhores do país**. São Cristóvão, jan. 2013. Disponível em: <<http://site.cesad.ufs.br/conteudo/curso-hist-ria-ufs-est-entre-melhores-pa-s-9095.html>>. Acessado em: 13 jun. 2015.

_____. **História**. São Cristóvão, jul. 2011a. Disponível em: <<http://divulgacoes.ufs.br/pagina/hist-ria-2518.html>>. Acessado em: 30 maio 2015.

_____. **Índice de regularidade**. São Cristóvão, set. 2011b. Disponível em: <<http://presencial.ufs.br/pagina/ndice-regularidade-2778.html>>. Acessado em: 10 maio 2015.

_____. **Institucional.** São Cristovão, abr. 2012a. Disponível em: <<http://site.cesad.ufs.br/pagina/institucional-5569.html>>. Acessado em: 05 jun. 2015.

_____. **MGP - detalhada.** São Cristovão, set. 2011c. Disponível em: <<http://presencial.ufs.br/pagina/mgp-detalhada-2783.html>>. Acessado em: 10 maio 2015.

_____. **Saiba como atualizar sua vaga no vestibular 2013 da UFS.** São Cristovão, nov. 2012b. Disponível em: <<http://site.cesad.ufs.br/pagina/institucional-5569.html>>. Acessado em: 12 ago. 2015.

_____. **UFS em números 2013/2014.** São Cristóvão: Editora UFS, 2014. Disponível em: <http://cogeplan.ufs.br/sites/default/files/7/ufs_em_numeros_2014_web_02.pdf>. Acessado em: 10 maio 2015.

YANG, YI; WEST-STRUM, D. **Compreendendo a Farmacoepidemiologia (Lange).** Porto Alegre: AMGH Editora, 2013.